ISSN 0376—477X

中華農業研究

第四十三卷　　第三期

目　次

稻屬種間雜交擴大栽培稻之遺傳變異

I. 引進野生稻種原之特性評估……………李長沛　陳彥雄　陳治官　曾東海　陳正昌　賴明信　郭益全…261

穀物收穫量測定器應用於臺灣水稻產量推估

可行性之研究……………吳永培　羅正宗　陳一心…275

穩定性迴歸分析之 SAS 程式……………呂秀英…283

水田栽培檳榔心芋全株葉面積之估算

II. 破壞性取樣法……………呂秀英　陳烈夫　呂椿棠　賴吉雄…293

山葵種原鑑定與農藝特性觀察……………胡敏夫　賴永昌　劉新裕…302

繼代培養對康乃馨試管苗玻璃質化的影響……………古新梅　蔡新聲…308

椪柑隔年結果及藥劑疏果之研究……………黃阿賢　徐信次…320

著果部位對楊桃產量與品質之影響……………王武彰…330

香菇太空包之培養及其熱傳模式之研究……………賴建洲　梁連勝　周廷弘…336

中華民國八十三年九月

臺灣省農業試驗所出版

中華民國 臺灣省 臺中縣 霧峰鄉

Jour. Agric. Res. China（中華農業研究）43(3)：261～274 (1994)

稻屬種間雜交擴大栽培稻之遺傳變異

I. 引進野生稻種原之特性評估[1]

李長沛[2]　陳彥雄[3]　陳治官[2]　曾東海[2]
陳正昌[2]　賴明信[2]　郭益全[2]

摘要：本文描述本所於民國78年自 IRRI 引進，分屬 9 個種的25個野生稻系統之種種農藝性狀，以建立稻屬種間雜交擴大栽培稻遺傳變異之基本資料。在本所環境條件下經兩個期作之觀察評估得知，各引進野稻種均具芒、柱頭外露、二次枝梗稀疏及極易落粒等特性。除 *O. australiensis* 為「無葉耳」及「白色柱頭」外，其它稻種均有葉耳且柱頭為紫色。大體而言，不同的種有不同的生長特性及外表形態；而同一種除開花時間、穗軸角度、穗抽出度、穗型、芒色與種皮顏色較一致外，各系統的性狀表現不一。期作對各野生稻種的生育日數、稈長、分蘗數及穗長之影響較顯著，而以稈長及分蘗數之差異最大。在第一期作環境條件下，有13個系統（包括 *O. barthii*、*O. australiensis*、*O. officinalis* 三稻種及 *O. punctata* 半數的系統）不抽穗，其餘抽穗者之生育日數及株高均比二期作顯著增加。野生稻之開花時間介於清晨 6 點到下午 4 點之間，隨系統而異，雜交授粉時間應隨所使用野生稻種原之不同而有所調整。野生稻種雖有二倍數與四倍體之分，但僅從外表形態難以分辨出其倍數性。

關鍵詞：稻屬、種間雜交、栽培稻、遺傳變異、野生稻。

自1970年玉米葉斑病（southern corn leaf blight）侵襲美國玉米帶，造成無與倫比之損失，首度顯示作物遺傳變異性（genetic diversity）過小之潛在危機以來，先後已有多篇論文[12,14,15,16]倡議擴大遺傳（包含細胞質）變異性對稻作生產之必要性。而國內育種學者鑑於改良豐產商業品種如臺中65號之推廣栽培後，導至單一品種栽培面積急速擴張之實例，曾為文指出，民國50年代左右的水稻商業品種幾均與臺中65號有親緣關係，有些親緣係數更高達30%～50%；而與秈稻品種的親緣係數則較低[7]，建議國內育種家在親本使用方面應有所考量。晚近，Lin[31,32]指出自1940至1989年間，本省種植的99個稉稻品種中有83個品種與 Hodoyshiu 有或多或少的親緣關係，顯示目前栽培之品種的遺傳變異仍然狹小。Lin[32]同時指出在1980年代，因臺農67號栽培面積急速擴張，造成田間遺傳變異性之急劇下降，而於1982年降至最低點，該年臺農67號單一品種即佔稉稻栽培面積的77%，近年來臺農67號栽培面積逐漸下降，田間遺傳變異性才又逐漸增加[32]。居此，Lin[32]強調，爾後育種，仍應在親本來源方面多加考慮，以避免遺傳變異性狹小所可能引發之問題。另方面，黃[6]發現本省栽培稻遺傳變異性狹小之問題，多年來已有鉅大之轉變。黃[6]指出，現有70%以上的秈稻面積，品種是半矮型品種或與之有親緣關係；而約70%的稉稻面積，品種與秈稻半矮型品種有親緣關係，確認秈稉兩亞種間遺

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1727 號。
2. 本所農藝系助理、助理研究員、助理研究員、助理研究員、助理及副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 本所農藝系前助理，現為臺灣省合作事業管理處指導員。臺灣省　臺中市。

傳變異性的應用在本省已得到相當之實績。但無論如何，學者們[12,14,15,16,31,32]指出少數雜交親本被重覆運用之情形在各地區仍非常普遍。農試所稻作室有鑑於此，爲預爲籌謀，乃進行本項擴大栽培稻遺傳變異之長遠性計畫，希望經藉血緣較遠稻種屬間之雜交，將本省栽培稻之遺傳（包含細胞質）變異性之應用擴大至於野生稻，以減少本省稻作生產上導因於遺傳變異狹小之潛在危機。

衆所皆知，野生稻集團保存多量的遺傳變異[5,35]病蟲害抵抗性[9,17,20,28,35,37]及不良環境之適應性[38,39]，爲擴大栽培稻遺傳變異與特性改良的重要資源。自從1935年 Gotoh & Okura 以栽培稻（*O. sativa*）與野生稻（*O. latifolia* 及 *O. cubensis*）雜交成功後，即陸續有學者經由種間雜交進行染色體分析[23,24,26,27,30,33]或病蟲害抗性方面之研究[28,29]。惟，其中除 Li *et al*. (1961) 獲得一個節間雜交（intersectional cross）組合外，其餘均爲 *sativa* 之節內雜種（intrasectional hybrid）。而由於稻屬種間雜交存在有高度的雜交不親合性（cross incompatibility）及雜種不稔性（hybrid sterility），因此所獲得的後裔材料相當少。但證之本所曾經藉栽培稻與野生稻 *O. rufipogon* 之雜交，育成對稻熱病與褐飛蝨抵抗性皆強之臺農69號[8]；再加上，近年來，水稻的種屬間雜交工作，已由於幼胚培養法（embryo culture）[21]的成功而獲得長足之進展。故，無論在理論上或實用上，此等經藉血緣較遠種屬間之雜交，再配合胚培養技術之運用，將此等野生稻之目標基因導入栽培稻以擴大栽培稻遺傳變異，已成爲可採行的稻作育種策略之一。

本所爲將本省栽培稻之遺傳（包含細胞質）變異性之應用擴大至於野生稻，乃於民國78年自 IRRI 引進25個分屬 9 個種（species）野生稻系統，供本省稻作品種改良及相關研究利用。而爲建立稻屬種間雜交之相關基本資料，本研究曾進行引進野生稻之性狀調查，藉供日後辨識及雜交時調整開花期之參考；並進行野生稻與栽培稻品種之雜交、胚培養，瞭解各組合親合力並確立胚培養技術規範。居於本省有系統之野生稻觀察記錄極少，參照資料幾爲闕如，故，將所調查各野生稻系統之32項性狀綜合整理提出，供有興趣學者專家參照指正。

材料與方法

一、野生稻材料：

本計畫所使用之野生稻種系參考 Heinrichs 等[18]所提的水稻抗蟲性資料爲依據，選擇性地於民國78年 7 月自 IRRI 引進對褐飛蝨生物小種 1、2、3 均具抗性之25個野生稻系統爲基礎材料，其來源詳如表 1。

二、性狀調查方法：

78年 7 月及79年 1 月於農業試驗所網室進行繁殖。首先將種子置52°C烘箱中熱處理 5 天，去殼後以無菌刀片將靠胚處之種皮刮破以打破休眠，再用Benlate 500ppm 溶液消毒12小時，再以無菌水浸種 2 ～ 5 天，取發芽種子播於含無菌土之育苗箱內育苗。等幼苗長到 3 ～ 4 葉齡時移植到直徑與深各爲22.5cm 之圓塑膠盆中，每盆種 1 株，置網室中生長。生育期間適當灌水與施肥，抽穗時馬上套透明紙袋以防異花受粉。生育日數、稈長、分蘗數、穗長、芒長、葉長及葉寬等七個性狀於抽穗時調查，兩個期作均進行。惟若各該品系在該期作未抽穗時，則不做調查。其餘27個性狀，則僅於78年第二期作調查。其調查記錄方式參考植物遺傳種原委員會和國際稻米研究所（IBPGR-IRRI）提出的稻種性狀記錄方式[19]並修改部份記錄方式，修改部份詳述如下：

㈠花藥長：取即將開花之穎花以立體顯微鏡測花藥長，求 5 粒平均值。

㈡花藥寬：取即將開花之穎花以立體顯微鏡測花藥寬，求 5 粒平均值。

㈢柱頭長：取即將開花之穎花以立體顯微鏡測柱頭長，求 5 粒平均值。

㈣柱頭寬：取即將開花之穎花以立體顯微鏡測柱頭寬，求 5 粒平均值。

㈤開花時間：穎花盛開及閉穎之時間。

(六)芒長：成熟時每單株測 2 穗穗頂之芒長，求 5 株平均值。

(七)芒色：植株抽穗後穎花上芒之顏色。

(八)柱頭外露：植株開花後其柱頭之露出情況。

表 1. 引進野生稻種原之來源地、染色體數、基因組

Table 1. The origin, chromosome number, and genome of the introduced wild rice accessions.

Species	IRRI Acc. No.	Origin	Chromosome[z] number	Genome[z]
O. nivara	102165	India	24	AA
O. barthii	100224	Gambia	24	AA
O. punctata	100937	Ghana	24, 48	BB, BBCC
O. punctata	100954	India(CRRI)	24, 48	BB, BBCC
O. punctata	101329	Nigeria	24, 48	BB, BBCC
O. punctata	101408	Ghana	24, 48	BB, BBCC
O. punctata	101417	Kenya	24, 48	BB, BBCC
O. punctata	101434	Tanzania	24, 48	BB, BBCC
O. minuta	101081	Philippines	48	BBCC
O. officinalis	100181	Burma	24	CC
O. officinalis	100878	Thailand	24	CC
O. officinalis	100883	India(CRRI)	24	CC
O. officinalis	101115	Philippines	24	CC
O. officinalis	101137	Philippines	24	CC
O. officinalis	101150	Malaysia	24	CC
O. latifolia	100165	Guatemala	48	CCDD
O. latifolia	100170	Costa Rica	48	CCDD
O. latifolia	100914	Mexico	48	CCDD
O. latifolia	100966	Panama	48	CCDD
O. latifolia	101443	Mexico	48	CCDD
O. alta	101395	USA(USDA)	48	CCDD
O. australiensis	100882	India(CRRI)	24	EE
O. australiensis	101397	USA(USDA)	24	EE
O. australiensis	101410	Australia	24	EE
O. brachyantha	100115	Guinea	24	FF

[z] After Tateoka (1963), quoted in Oka (1991).

結　果

今將所調查各系統之植株生長特性、莖葉、穎花、種子性狀與外表形態等32個項目，按植株生育特性、葉片性狀、穗、穎花及種子等類別分項討論於後。

一、植株生育特性

(一)生育日數：一期作中有 3 個稻種 *O. australiensis*、*O. barthii* 與 *O. officinalis* 及 *O. punctata* 的半數系統不抽穗。但所有稻種在二期作均抽穗，一般維持在70～100天左右。同種內生育日數的變域很大，如在一期作*O. latifolia* 爲63～99天，*O. punctata* 爲83～114天；二期作 *O. punctata* 亦爲63～109天，*O. australiensis* 爲68～99天。可明顯的看出各稻種的平均生育日數一期作均較二期作長，其中以 *O. minuta* 期作間差異最大（表 2）。

表 2. 引進野生稻種原植株性狀

Table 2. The grown habits and agronomic characteristics of the introduced wild rice entries.

Species	IRRI Acc.no.	Days to heading I[z]	Days to heading II[y]	Culm length(cm) I[z]	Culm length(cm) II[y]	Tiller number I[z]	Tiller number II[y]	Culm diameter (mm)	Culm angle[x]
O. nivara	102165	74±12	70± 5	49±4	38± 2	42± 4	38± 1	4	5
O. barthii	100224	—[w]	85± 3	—	60± 4	—	35± 1	6	1
O. punctata	100937	—	93± 6	—	70± 8	—	28± 2	6	5
O. punctata	100954	—	109± 3	—	87± 5	—	17± 1	3	5
O. punctata	101329	—	84± 4	—	90± 4	—	40± 2	5	3
O. punctata	101408	114± 4	103± 7	110± 4	86± 8	27± 8	22± 3	5	3
O. punctata	101417	88± 2	76± 3	123± 6	89± 3	26± 4	27± 2	3	3
O. punctata	101434	83± 1	63± 4	95±16	53± 3	89±16	59± 3	3	3
O. minuta	101081	122±11	79± 4	110± 4	73± 8	30± 2	33± 4	4	3
O. officinalis	100181	—	86± 3	—	87± 2	—	31± 5	4	1
O. officinalis	100878	—	86± 4	—	85± 3	—	30± 1	4	3
O. officinalis	100883	—	80± 3	—	92± 3	—	29± 1	5	1
O. officinalis	101115	—	86± 2	—	104±13	—	24± 6	4	1
O. officinalis	101137	—	85± 5	—	104±18	—	14± 4	5	1
O. officinalis	101150	—	97± 3	—	94±16	—	21± 1	6	1
O. latifolia	100165	87± 6	77± 3	177± 7	149±11	11± 3	12± 1	5	1
O. latifolia	100170	63±13	70± 3	170±11	100± 8	13± 3	13± 1	5	1
O. latifolia	100914	96±10	90± 3	140±25	117±20	14± 2	16± 2	7	1
O. latifolia	100966	99± 8	89± 3	172± 3	115± 7	10± 2	17± 3	7	1
O. latifolia	101443	94± 3	88± 3	156±12	151± 7	10± 2	13± 1	8	1
O. alta	101395	110± 2	89± 4	166± 3	95± 6	13± 1	20± 3	6	1
O. australiensis	100882	—	71± 2	—	117± 6	—	5± 1	5	1
O. australiensis	101397	—	99± 1	—	114± 3	—	10± 1	3	1
O. australiensis	101410	—	68± 3	—	60± 4	—	21± 2	4	1
O. brachyantha	100115	81± 2	70± 2	77± 2	32± 3	121±21	196±99	2	7-9

[z] Data of first crop season, 1990.
[y] Data of second crop season, 1989.
[x] 1: erect; 3: intermediate; 5: open; 7: spreading; 9: procumbent.
[w] No record.

(二)稈長：一期作稈長最高者爲 *O. latifolia* 系統（Acc. 100165），達177cm，其次爲 *O. alta* 之166cm，最矮的是 *O. nivara*，僅49cm；二期作亦以 *O. latifolia* 系統最高，*O. australiensis* 次之，而 *O. brachyantha* 最矮，僅32cm。各稻種之平均稈長，第一期作均比二期作爲長，其中 *O. brachyantha* 兩期作之差異更高達一倍以上，第一期作四倍體的稻種除 *O. minuta* 外，其餘均較二倍體稻爲長，但二期作則只有 *O. latifolla* 較各二倍體稻爲長。

(三)分蘖數：以 *O. brachyantha* 分蘖能力最強，一、二期作分別爲121及196支，各稻種除 *O. brachyantha* 及 *O. punctata*（Acc. 101434）外，期作間的差異並不大。平均而言，具 CD 染色體組的四倍體野生稻（*O. latifolia*、*O. alta*）及二倍體稻中 *O. australiensis*（除 Acc. 101410外）分蘖力較弱。

(四)主稈徑：各稻種中以具 CD 染色體組之 *O. latifolia* 及 *O. alta*最粗達 7～8 mm，*O. brachyantha* 最細，僅 2 mm。同一稻種之變域很大，如 *O. punctata* 系統由 3 mm 到 6 mm，差異高達一倍。

(五)株型：*O. nivara* 及部份 *O. punctata* 系統（Acc. 100937、100954）呈60°之開放型，其餘的

O. punctata 系統與 *O. minuta*僅爲45°之中間型，*O. brachyantha* 部份莖桿緊貼土面成90°匍匐狀散開，*O. alta*、*O. australiensis*、*O. barthii*、*O. latifolia* 與*O. officinalis* 植株均較直立。

二、葉部性狀

(一)葉長：第一、二期作間差異不大，平均以具 CD 染色體組之 *O. latifolia*葉最長，兩期作分別爲43及49cm。以 *O. brachyantha* 最短，分別爲10及12cm。而多數稻種的葉長集中於35cm～50 cm之間（表3）。

表 3. 引進野生稻種原之葉部性狀

Table 3. The leaf characteristics of the introduced wild rice entries.

Species	IRRI Acc. No.	Leaf length(cm) I[z]	Leaf length(cm) II[y]	Leaf width(mm) I[z]	Leaf width(mm) II[y]	Leaf angle[x]	Flag leaf angle[w]	Ligule shape[v]	Ligule color[u]	Auricle color[u]	Basal leaf sheath color[u]
O. nivara	102165	29±9	42±1	9±1	11±1	1-5	5	1	N	N	Rb
O. barthii	100224	—[t]	42±1	—	13±1	1-5	1	1	Rb^a	N	Rb
O. punctata	100937	—	32±2	—	18±1	5	5	3	N	N	G
O. punctata	100954	—	39±0	—	11±1	5	5	3	N	N	G
O. punctata	101329	—	39±2	—	21±1	5	5	1	N	N	G
O. punctata	101408	40±0	32±1	17±3	18±1	5	5	3	N	N	G
O. punctata	101417	41±1	45±2	9±1	10±1	5	5	1	N	N	G
O. punctata	101434	37±7	39±2	8±0	7±1	5	5	1	N	N	G
O. minuta	101081	20±0	21±1	11±1	11±0	5	5	3	N	N	G
O. officinalis	100181	—	37±2	—	11±1	1-5	5	3	Rb^a	P	Rb
O. officinalis	100878	—	49±1	—	12±1	1-5	5	3	N	P	Rb
O. officinalis	100883	—	37±1	—	14±1	1-5	5	3	N	P	Rb
O. officinalis	101115	—	43±5	—	12±0	1-5	5	1	N	N	G
O. officinalis	101137	—	42±4	—	12±2	5	7	3	N	N	G
O. off6icinalis	101150	—	51±9	—	14±2	1-5	3	3	N	N	G
O. latifolia	100165	43±3	48±3	22±1	26±4	1-5	5	3	N	P	Rb
O. latifolia	100170	36±6	53±2	20±1	19±1	1-5	5	3	Rb	P	Rb
O. latifolia	100914	43±3	47±8	23±1	26±1	1-5	5	3	Rb^a	P	Rb
O. latifolia	100966	51±1	45±4	22±2	22±0	1-5	5	3	Rb	P	Rb
O. latifolia	101443	44±4	54±5	22±1	29±1	1-5	5	3	Rb^a	P	Rb
O. alta	101395	39±9	41±1	23±4	27±1	5	5	3	N	P	G
O. australiensis	100882	—	50±7	—	15±1	5	3	1	N	—	Rb
O. australiensis	101397	—	47±4	—	15±1	5	3	1	N	—	Rb
O. australiensis	101410	—	36±2	—	15±1	1-5	3	3	N	—	Rb
O. brachyantha	100115	10±0	12±4	3±1	3±0	1-5	1	3	N	N	Rb

[z] Data of first crop season, 1990.
[y] Data of second crop season, 1989.
[x] 1: erect; 5: horizontal; 9: drooping.
[w] 1: erect; 3: intermediate; 5: horizontal; 7: descending.
[v] 1: acute to acuminate; 2: 2-cleft; 3: truncate.
[u] Rb: reddish-brown; Rb^a: reddish-brown apex; Rb^-: light reddish-brown; P: purple; R: red; G: green; W: white; —: auricleless.
[t] No record.

㈡葉寬：兩期作各稻種寬度近似，平均葉寬以具 CD 染色體組之 *O. latifolia* 及 *O. alta* 最寬，超過20mm，其中最寬者爲 *O. latifolia* 的 Acc. 101443系統，有29mm（二期作），而兩期作均以 *O. brachyantha* 寬度最小，僅爲 3 mm。多數的系統之葉寬集中於10mm～15mm之間。

㈢葉角度：*O. alta*、*O. australiensis*（Acc. 101410系統除外）、*O. minuta*、*O. punctata* 及 *O. officinalis* 的 Acc. 101137系統，其葉角度爲水平狀態，其餘稻種均介於直立與水平之中間型。

㈣劍葉角度：*O. barthii* 及 *O. brachyantha* 的劍葉較爲直立，*O. australiensis* 介於直立與水平之間，*O. officinalis* 中 Acc. 101137系統之劍葉則下垂，其它稻種均呈水平。

㈤葉舌型態：與栽培稻同具有 A 染色體組之野生稻種 *O. barthii* 與*O. nivara* 呈單尖狀，四倍體稻種及二倍體之 *O. brachyantha* 爲圓錐形，*O. officinalis* 除 Acc. 101115爲單尖狀外，其餘系統均爲圓錐形，*O. punctata*各系統中有一半爲單尖狀、一半爲圓錐形，*O. australiensis* 則除 Acc. 101410表現圓錐形外，其餘系統均爲單尖狀。

㈥葉舌色：除 *O. barthii* 及 *O. officinalis* 之 Acc. 100181系統其葉舌上緣略帶紅褐色，*O. latifolia*（Acc. 100165系統白色除外）之葉舌紅褐色或其上緣表現紅褐色外，其餘稻種葉舌均無花青素存在。

㈦葉耳色：*O. australiensis* 各系統無葉耳，其餘稻種均有葉耳。其中*O. alta* 與 *O. latifolia* 兩稻種及 *O. officinalis* 種之一半系統（Acc. 100181、100878及100883）葉耳爲紫色，其餘系統均爲白色葉耳。

㈧基部葉鞘色：四倍體稻中 *O. alta*、*O. minuta* 與二倍體稻之*O. punctata* 均爲綠色、*O. officinalis* 系統中一半爲紅褐色，一半爲綠色，其餘稻種各系統全爲紅褐色。

三、穗部性狀

㈠穗長：期作間差異不大，各稻種平均穗長，除 *O. nivara* 及 *O. brachyantha* 外二期作較一期作稍長，具 CD 染色體組之四倍體稻（*O. latifolia*、*O. alta*）穗較長，具 E 染色體之 *O. australiensis* 次之，而以 *O. nivara* 最短，兩期作分別只有11及14cm（表 4）。

㈡穗軸角度：由於 *O. alta* 及 *O. australiensis* 的穗較大，其穗軸下垂角度也最大，而 *O. barthii*、*O. brachyantha* 及 *O. nivara*之穗軸幾呈直立狀態，其它稻種則介於兩者之間。

㈢穗抽出度：*O. barthii* 穗的抽出度最小，有的穗頸仍爲劍葉枕所包覆，而*O. nivara* 略微抽出，其餘稻種之穗頸則充分抽出，至少遠離劍葉枕 6 公分以上。

㈣穗型：除 *O. brachyantha* 爲密穗型，具 A 染色體組之 *O.barthii* 及 *O. nivara* 呈中間型外，其餘稻種穗上之枝梗均充分散開。

㈤二次枝梗：全部稻種的二次枝梗均爲稀疏型。

㈥落粒性：所有稻種均易落粒，其落粒率分級均落在超過50%以上這一級，事實上，所有野生稻種的種子於抽穗開花後不久均已自然掉落田間。

四、穎花性狀

㈠開花時間：除了 *O. australiensis* 在下午15：00～16：30之間開花外，其餘稻種幾乎全在上午開花，其中四倍體稻種及二倍體之 *O. officinalis* 集中於清晨6：00～8：30之間，*O. brachyantha* 在上午9：30～11：00開花，基因組爲 A 之 *O. barthii* 及 *O. nivara* 則在上午10：00至中午13：00之間開花，與栽培稻類似。*O. punctata* 因系統不同，開花時間也不一致，其中 Acc. 101329及 Acc. 101408在上午8：00即開花，Acc. 100937、100954在上午10：00～11：30之間開花，而 Acc. 101417與 Acc. 101434則延至中午12：00～下午13：00才開花(表 5)。

表 4. 引進野生稻種原之穗部性狀

Table 4. The pancile characteristics of the introduced wild rice entries.

Species	IRRI Acc. No.	Panicle length(cm)		Panicle axis[x]	Panicle exsertion[w]	Panicle type[v]	Secondary branching[u]	Panicle shattering[t]
		I[z]	II[y]					
O. nivara	102165	11±1	14±1	1	3	5	0-1	9
O. barthii	100224	—[s]	19±1	1	3-5	5	0-1	9
O. punctata	100937	—	22±2	1-2	1	9	0-1	9
O. punctata	100954	—	24±2	1-2	1	9	0-1	9
O. punctata	101329	—	22±2	1-2	1	9	0-1	9
O. punctata	101408	20±2	22±1	1-2	1	9	0-1	9
O. punctata	101417	17±2	17±1	1-2	1	9	0-1	9
O. punctata	101434	17±2	14±2	1-2	1-3	9	0-1	9
O. minuta	101081	16±1	16±1	1-2	1	9	0-1	9
O. officinalis	100181	—	26±3	1-2	1	9	0-1	9
O. officinalis	100878	—	24±1	1-2	1	9	0-1	9
O. officinalis	100883	—	18±2	1-2	1	9	0-1	9
O. officinalis	101115	—	21±2	1-2	1	9	0-1	9
O. officinalis	101137	—	20±3	1-2	1	9	0-1	9
O. officinalis	101150	—	22±3	1-2	1	9	0-1	9
O. latifolia	100165	32±3	31±5	1-2	1	9	0-1	9
O. latifolia	100170	27±3	26±3	1-2	1	9	0-1	9
O. latifolia	100914	26±6	27±5	1-2	1	9	0-1	9
O. latifolia	100966	24±2	24±2	1-2	1	9	0-1	9
O. latifolia	101443	31±2	35±5	1-2	1	9	0-1	9
O. alta	101395	31±3	33±1	2	1	9	0-1	9
O. australiensis	100882	—	34±3	2	1	9	0-1	9
O. australiensis	101397	—	32±4	2	1	9	0-1	9
O. australiensis	101410	—	16±1	2	1-3	9	0-1	9
O. brachyantha	100115	17±1	14±2	1-2	1	1	0-1	9

[z] Data of first crop season, 1990.
[y] Data of second crop season, 1989.
[x] 1: straight; 2: droopy.
[w] 1: well exserted; 3: moderately well exserted; 5: just exserted.
[v] 1: compact; 5: intermediate; 9: open.
[u] 0: absent; 1: light.
[t] 9: high(more than 50%).
[s] No record.

表 5. 引進野生稻種原之穎花性狀

Table 5. The spikelet characteristics of the introduced wild rice entries.

Species	IRRI Acc. No.	Booting time	Anther length(mm)	Anther width(mm)	Stigma length(mm)	Stigma width(mm)	Stigma color[z]	Stigma habit[y]	Awn color[z]
O. nivara	102165	10:00-12:45	1.32±0.1	0.40±0.1	1.63±0.2	0.46±0.07	Pb	+	R
O. barthii	100224	11:30-12:50	1.89±0.2	0.41±0.1	1.66±0.2	0.29±0.04	P	+	R
O. punctata	100937	10:00-11:30	2.10±0.2	0.47±0.1	1.89±0.2	0.51±0.04	P	+	G
O. punctata	100954	10:00-11:30	3.18±0.2	0.53±0.1	2.95±0.3	0.68±0.10	C	+	G
O. punctata	101329	8：00	2.33±0.1	0.36±0.1	1.91±0.1	0.48±0.04	Pb	+	P
O. punctata	101408	8：00	2.23±0.2	0.52±0.1	2.08±0.4	0.56±0.10	C	+	G
O. punctata	101417	12:00-12:45	1.67±0.2	0.41±0.1	1.04±0.2	0.46±0.09	Pb	+	G
O. punctata	101434	12:00-12:45	1.38±0.1	0.30±0.1	1.09±0.1	0.47±0.05	P	+	G
O. minuta	101081	6:50-8:20	2.10±0.1	0.43±0.1	2.29±0.2	0.56±0.05	C	+	G
O. officinalis	100181	7:00-8:20	1.62±0.2	0.22±0.0	2.39±0.4	0.47±0.05	R	+	G
O. officinalis	100878	7:00-8:20	1.66±0.1	0.30±0.1	3.01±0.3	0.46±0.08	R	+	P
O. officinalis	100883	6:30-8:20	1.61±0.1	0.23±0.0	2.75±0.5	0.56±0.07	R	+	G
O. officinalis	101115	6:30-8:20	1.93±0.1	0.40±0.1	2.69±0.4	0.26±0.04	P	+	G
O. officinalis	101137	6:40-8:20	2.24±0.1	0.46±0.1	2.75±0.2	0.40±0.06	P	+	G
O. officinalis	101150	7:00-8:00	2.08±0.2	0.32±0.1	2.99±0.4	0.45±0.06	P	+	G
O. latifolia	100165	6:20-8:00	1.38±0.1	0.28±0.1	2.31±0.2	0.46±0.08	P	+	G
O. latifolia	100170	7:00-8:20	1.99±0.1	0.39±0.1	3.31±0.3	0.53±0.04	R	+	G
O. latifolia	100914	7:00-8:00	1.68±0.1	0.36±0.1	1.96±0.2	0.51±0.05	C	+	G
O. latifolia	100966	6:30-8:20	1.75±0.1	0.30±0.0	2.62±0.1	0.41±0.06	C	+	G
O. latifolia	101443	6:30-8:20	1.53±0.2	0.43±0.1	2.18±0.2	0.44±0.06	P	+	G
O. alta	101395	6:00-7:30	4.08±0.1	0.45±0.0	1.96±0.2	0.59±0.11	P	+	G
O. australiensis	100882	15:20-16:20	3.87±0.2	0.63±0.1	2.28±0.2	0.56±0.06	W	+	G
O. australiensis	101397	15:20-16:20	4.20±0.3	0.63±0.1	2.57±0.1	0.48±0.04	W^+	+	G
O. australiensis	101410	15:00-16:00	2.96±0.1	0.33±0.1	3.41±0.4	0.39±0.07	W^+	+	G
O. brachyantha	100115	9:30-10:45	2.15±0.2	0.28±0.0	1.14±0.2	0.34±0.05	P	+	G

[z] P: purple; Pb: dark purple; C: carmine; W: white; W^+: white and pink apex; R: red; G: green.
[y] + : stigma outgowing.

(二)花藥長：各野生稻種平均以 *O. australiensis* 及四倍體之 *O. alta* 最長，以 *O. nivara* 爲最短。同種內不同系統的變域範圍頗大，如 *O. australiensis* 爲2.96mm～4.20mm，*O. punctata* 爲1.38mm～3.18mm。除*O. australiensis* 外，多數的系統則集中於1.5mm～2.5mm之間。

(三)花藥寬：平均以 *O. australiensis* 最寬，*O. brachyantha* 最窄。*O. punctata* 及 *O. officinalis* 種內的變域很大，分別爲0.30mm～0.53mm和0.22mm～0.46mm。*O. australiensis* 中之Acc. 101410，其花藥寬僅有0.33mm，爲其它同種系統之一半，顯示種內的差異顯著。而多數的系統則集中於0.3mm～0.45mm之間。

(四)柱頭長：平均而言，以 *O. australiensis* 及 *O. officinalis*兩稻種最長，而以 *O. brachyantha* 最短。但各系統中則以 *O. punctata* 的 Acc.101417系統柱頭最短，僅1.04mm，各稻種的變域範圍亦大，如 *O. punctata* 即爲1.04mm～2.95mm，*O. latifolia* 亦由1.96mm到3.31mm。多數的系統集中於1.5mm～3.0mm之間。

(五)柱頭寬：*O. australiensis* 種內之柱頭寬呈明顯差異，而 *O. officinalis* 的變域最大（0.26～0.56mm），所有稻種以 *O. officinalis* 之Acc. 101115系統最小，僅0.26mm，其次爲 *O. barthii*

的0.29㎜，而*O. punctata* 的 Acc. 100954系統柱頭最寬，達0.68㎜。平均而言，除*O. barthii* 及 *O. brachyantha* 較短，其餘稻種差異不大。

(六)柱頭色：*O. australiensis* 稻種爲白色外，其他稻種之柱頭均有顏色，其顏色有紫、紫黑、紫紅色、粉紅色或柱頭尾端略帶淡粉紅，同一稻種不同的系統表現並不一致。

(七)柱頭外露：所有稻種的柱頭於穎花閉穎後均仍露在穎花外。

(八)芒色：*O. barthii* 及 *O. nivara* 爲紅色，其餘稻種均爲綠色。

五、種子性狀

(一)種子長：同一野稻種內其種子的長度近似，但種間則有較大差異，其中染色體組爲 A 之 *O. barthii* 和 *O. nivara* 較長，超過 6 ㎜以上，而*O. minuta* 和 *O. officinalis* 最短，低於3.5㎜，多數系統介於3.5㎜～5.5㎜之間，所有稻種中最長與最短之間相差達兩倍（表 6）。

表 6. 引進野生稻種原之種子性狀

Table 6. The grain characteristics of the introduced wild rice entries.

IRRI Acc. No.	Species	Grain length (㎜)	Grain width (㎜)	Grain thick (㎜)	Seed coat color[z]	Awning length(㎜)	
						I[y]	II[x]
102165	*O. nivara*	6.31±0.35	2.57±0.13	1.62±0.12	Rb⁻	50±6	39±2
100224	*O. barthii*	7.01±0.35	2.17±0.17	1.63±0.10	Rb	—	41±3
100937	*O. punctata*	3.88±0.13	1.63±0.05	1.11±0.09	Rb⁻	—	16±3
100954	*O. punctata*	4.20±0.21	1.64±0.22	1.21±0.06	Rb⁻	—	9±2
101329	*O. punctata*	—[w]	—	—	—	—	16±3
101408	*O. punctata*	4.13±0.13	1.72±0.13	1.27±0.04	Rb⁻	18±5	15±3
101417	*O. punctata*	3.94±0.26	1.67±0.08	1.07±0.11	Rb⁻	27±9	25±4
101434	*O. punctata*	4.25±0.16	1.67±0.16	1.20±0.06	Rb⁻	46±4	49±4
101081	*O. minuta*	3.36±0.22	1.52±0.12	0.93±0.08	Rb	10±1	14±3
100181	*O. officinalis*	3.69±0.09	1.77±0.07	0.97±0.10	Rb	—	16±2
100878	*O. officinalis*	3.53±0.09	1.74±0.08	1.14±0.03	Rb	—	17±2
100883	*O. officinalis*	3.43±0.08	1.80±0.07	1.11±0.04	Rb	—	15±2
101115	*O. officinalis*	3.34±0.16	1.89±0.10	1.10±0.09	Rb	—	13±2
101137	*O. officinalis*	3.26±0.14	1.94±0.05	1.15±0.05	Rb	—	13±2
101150	*O. officinalis*	—	—	—	—	—	9±2
100165	*O. latifolia*	3.99±0.10	1.84±0.08	1.14±0.06	Rb	18±6	15±3
100170	*O. latifolia*	4.61±0.13	2.03±0.15	1.29±0.11	Rb⁻	17±3	15±3
100914	*O. latifolia*	4.17±0.14	2.02±0.08	1.32±0.09	Rb⁻	24±5	22±3
100966	*O. latifolia*	4.48±0.21	1.79±0.11	1.24±0.05	Rb⁻	21±2	16±1
101443	*O. latifolia*	4.44±0.13	2.03±0.09	1.31±0.04	Rb⁻	24±3	24±2
101395	*O. alta*	5.53±0.27	1.79±0.12	1.22±0.05	Rb	49±2	43±3
100882	*O. australiensis*	5.44±0.41	2.09±0.09	1.45±0.12	Rb⁻	—	38±4
101397	*O. australiensis*	5.55±0.32	1.90±0.12	1.35±0.12	Rb⁻	—	37±4
101410	*O. australiensis*	4.77±0.14	1.72±0.11	1.39±0.08	Rb⁻	—	31±3
100115	*O. brachyantha*	5.39±0.22	0.98±0.08	0.93±0.05	Rb⁻	47±6	43±2

[z] Rb: reddish-brown; Rb⁻: light reddish-brown.
[y] Data of first crop season, 1990.
[x] Data of second crop season, 1989.
[w] No record.

(二)種子寬：除 *O. australiensis* 及 *O. latifolia* 兩稻種外，其它稻種各系統差異不大，以染色體組爲 A 之 *O. nivara* 的2.57mm最寬，*O. brachyantha* 最窄，僅0.98mm，兩者相差近乎三倍，多數系統介於1.5mm～2.0mm之間。

(三)種子厚：各稻種之平均種子厚度以具 A 染色體組之 *O. barthii* 與*O. nivara* 最厚，而 *O. minuta* 及 *O. brachyantha* 最薄，僅0.93mm，大體而言，除 *O. latifolia* 中的 Acc. 100165系統、*O. officinalis*的 Acc. 100181系統與 *O. punctata* 的 Acc. 100937、101417系統外，各稻種之種內差異不大。

(四)種皮色：所有稻種之種子均爲淡紅褐或紅褐色。

(五)芒長：各種野生稻均有芒，最長達50mm（*O. nivara*），最短者不到 1 cm。同一稻種內除 *O. latifolia* 一期作各系統外，差異較大。平均而言，*O. minuta*、*O. latifolia* 及 *O. officinalis* 具短芒外，其餘野生稻種均具長芒。

討　論

稻在植物學上的分類屬於禾本科（Gramineae）稻屬（Oryzeae），大約有20幾種。其中栽培稻僅有兩種，即亞洲栽培稻—*Oryza sativa* 和非洲栽培稻—*O. glaberrima*[1]。一般栽培稻的染色體數爲2n＝24，而野生稻中，有的種爲2n＝24（二倍體），也有2n＝48（四倍體）。在這些野生稻中，同名異物或同物異名者頗多，乃因原產地或鑑定者不同所致。武[2]指出1931年俄國植物學家 Roschevicz 曾依據稻之花穎（flowering glume）表面構造及盦花（spikelet）形狀等，將稻屬植物分成四節。1963年，日人 Tateoka 曾將稻屬依據Roschevicz 的分類方法重新將稻屬分成六節[34]。而 Morishima 與 Oka[33]根據其對16個稻種42項形態特徵的變異分析，將稻種分成三群（group）：(1) *O. sativa* 及其近緣種；(2)*O. officinalis* 及其近緣種；與(3)其親緣較遠的相關種。以上聊舉數例意在指出稻屬分類之經緯萬端及各家意見之爭鳴。而據武[2]之綜論謂，稻屬之分類雖百家具鳴，但俄國植物學家Roschevicz 氏之分類法至今仍廣受各方的尊重與引用。

野生稻分佈範圍既廣且變異性大，在分類上爭議又多已如上述，再加上本試驗中各參試稻種系統數不多，實難以明確的指出各稻種之親源關係，惟據各野生稻種形態上調查結果恰與前人之研究有頗多符合[3,34]，其中 *O. nivara* 及 *O. barthii* 雖然其染色體減數分裂時有些微差異[4,11]，但均爲 A 染色體組，其粒型及開花時間接近栽培稻，屬 *sativa* 群，較利於與栽培稻間雜交之進行。而成功之實例有：Khush 等[29]利用回交育種方式將 *O. nivara*（＝*O. rufipogon*）抗稻熱病因子成功的轉移至栽培稻；臺灣省農試驗所育成抗褐飛蝨品種臺農69號，其抗性因子亦由 *O. rufipogon* 引入[8]，故此等野生稻種原之運用是值得進一步考量之問題。

二倍體的 *O. offficinalis*（具 C genome）及四倍體之 *O. minuta*（具BC genome）、*O. latifolia*（具 CD genome）及 *O. alta*（具 CD genome）四野生稻種均集中於清晨六點到八點之間開花，且粒型相近，此結果與胡[3]及 Morishima and Oka[33]等調查結果相符（按，胡[3]及 Morishima and Oka[34]曾爲文將前述 *O. offficinalis*、*O. minuta*、*O. latifolia* 及 *O. alta* 等四野生稻種歸類於 *officinalis* 群）。*O. punctata* 株型和粒型與 *offficinalis*群類似，但其開花時間與 *sativa* 群接近，因此胡[3]提及有學者將之列爲 *offficinalis* 群，亦有將之列爲 *sativa* 群。*O. australiensis* 其無葉耳、白色柱頭及集中於下午三到四點的開花特性，有別於上述兩群，此試驗結果支持胡[3]將此稻種界定爲 *sativa* 群與 *offficinalis* 群之間的另一獨立稻種之說。*offficinalis* 群其染色體組有別於 *sativa* 群，但仍有許多與栽培稻雜交及特性轉移至栽培稻成功的例子[22,23,25]，亦可成功的將 *O. australiensis* 及 *O. minuta* 的特性轉移至栽培稻[35]。*O. brachyantha* 雖屬於另一節（section *Angustifolia*）的野生稻種[35]，亦有與其他稻種雜交成功的例子[30]。試驗結果亦發現二倍體稻種中，*O.*

australiensis 具有較大的外表形態，甚至比四倍體稻種粗壯，四倍體稻中具 BC 染色體組之 *O. minuta* 株型較一般二倍體稻弱小，具 CD 基因組之 *O. latifolia* 及 *O. alta* 則充分表現出多倍體巨大的形態特徵，據此說明了由稻種的外表形態並不能直接觀察出其倍數性，此結果與以往的報告相符[3]。

另方面，由本試驗之調查顯示，野生稻種間的性狀差異很大，即使是同種，其不同系統的性狀表現也不一樣，此現象可能與地域有關，綜合言之，本試驗調查之野生稻均具芒、紫色柱頭（*O. australiensis* 除外）、柱頭外露、二次支梗稀疏、強落粒性及褐色種皮等特性，而同一稻種，其開花時間、穗軸角度、穗抽出度、穗型、芒色及種皮顏色等性狀則相當一致，但是生育日數、稈長、穗長及穗數等性狀，不同的系統則有不同的表現，例如二期作 *O. australiensis* 種中，有一系統（Acc. 101410）的稈長（60㎝）僅為其它兩系統（117及118㎝）的二分之一。而 *O. punctata* 各系統的生育日數變域為63～109天，相差達46天，而一期作 *O. punctata* 種中，有的系統抽穗，有的系統則僅抽一穗，甚至不抽穗。胡[3]曾收集20種野生稻於中興大學農場栽植，發現依種之不同其系統間的植株型態、成熟期等性狀也不一致，顯示野生稻各系統之所調查之性狀均存在極大的變異特性，這種變異特性正可供育種者引入栽培稻，以擴大遺傳變異之用。

綜合整個觀察評估，各稻種於臺中地區栽培時之形態特徵可綜合描述如下：

O. nivara（亞洲一年生普通野生稻之通稱[10]）生育日數約70天。矮株多分蘗。葉較小株型散開似秈稻。葉鞘基部呈紅褐色。柱頭紫色。穀粒為各野生稻種中屬較大者。且有紅色長芒。開花時間與栽培稻相近。

O. barthii（原產於西非，一般認為是栽培稻 *O. glaberrima* 之祖先種）具感光性，一期作不抽穗。但在其分蘗盛期（種植後約一個月）施與短日處理則可使其抽穗。株高呈半矮性。單尖狀葉舌上緣紅褐色。開花時間與 *O. nivara* 相近。柱頭紫色。花藥及種子較 *O. nivara* 長。芒長且為紅色。穗的抽出度小。有的穗頸仍為劍葉枕所包覆。其形態特徵與胡[3]之描述不儘相同。

O. australiensis（一般稱之為澳洲野生稻，原產於澳洲北部，為株型較碩大之二倍體野生稻）具感光性，一期作不抽穗。與各參試稻種比較，最容易區別的特徵為其無葉耳、白色柱頭且開花時間集中在下午 3～4 點。又，除 Acc. 101410外有分蘗少、穗大、穗軸較下垂、及花藥較長之特性。

O. punctata（原始分布於非洲，自西部之象牙海岸，東至印度洋之 Madagascar島）部份系統具感光性，第一期作不抽穗。其生育日數、株高、分蘗數、穗長、及芒均較長，各系統的表現差異頗大。其種子較 *O. australiensis* 小，但較 *O. officinalis* 大。開花時間變異最大，自早上八點至中午12：45均有開花。葉舌一半為單尖另一半為圓錐形。株型大部分為中間型。柱頭呈紫色、紫黑或紫紅色。葉舌、葉耳、基部葉鞘及芒均白色。

O. officinalis（亞洲原產之多年生野生稻）具感光性，一期作各系統均不抽穗，第二期作生育日數在80～100天之間。稈長約一公尺左右。穗長約20㎝。種子長度為參試野生稻種中最短者。開花時間集中於上午七到八點。大部份系統株型均較直立。柱頭為紅色或紫色。部份系統葉舌、葉耳及基部葉鞘有顏色。

O. minuta（菲律賓本島之四倍體野生稻）株高中等、分蘗數多、穗小、葉短小、粒形亦不大、桿徑屬中等，與一般四倍體稻有較大的外型及分蘗少的特性並不相似。開花時間與*O. officinalis* 相似，有紫紅色柱頭。

O. latifolia（稻屬植物中最早發現的野生稻，產於中南美洲之多年生野生稻）具有多倍體植物之高株、少分蘗、穗大、粗桿及葉寬長的巨大外型，各系統的型態亦較一致。劍葉角度皆橫平、葉角度介於橫平與直立之間、葉舌均為圓錐形、株型亦較直立，葉舌、葉耳基部、葉鞘及柱頭均有或深或淺的顏色表現。開花時間與 *O. officinalis* 相近。

O. alta（屬中南美洲原產之多年生野生稻）與 *O. latifolia* 同具 CD染色體組之四倍體稻，亦有多倍體植物的特徵。與 *O. latifolia* 比較，其株型相近。花藥及種子均較長，開花時間較早半小時。葉舌與基部葉鞘白色。葉耳及柱頭紫色。

O. brachyantha（屬於 section *Angustifolia*）與上述各野生稻種（均屬於section *Oryzae*）親緣較遠，其原產於熱帶非洲地區。形態上與前面所提各稻種迥異，其外型纖細，莖桿緊貼土面成匍匐狀散開。植株矮小，桿極細只有 2 mm。葉狹小。種子細長。分蘗能力極強。一期作有121枝，二期作可高達196枝。穗亦較 *O. nivara* 長且有長芒。開花時間爲9：30am～10：45am 之間。葉鞘基部紅褐色。柱頭紫色。

引用文獻

1. 汪呈因。1974。稻之分類 I．野生稻之分類與分布。127—135頁。稻作學與米。臺北。
2. 武光東。1962。稻屬植物細胞遺傳研究之進展。科學農業 10(7—8)：189—200。
3. 胡兆華。1963。稻及其近緣植物。科學農業 11(3，4)：69—94。
4. 胡兆華。1963。稻遺傳學及細胞遺傳學之研究近況。科學農業 11(7—8)：179—190。
5. 張文財。1976。野生稻之集團遺傳學的研究。農業研究 15(3)：1—23。
6. 黃眞生。1982。臺灣秈稻之展望。臺灣農業 18(4)：38—47。
7. 黃眞生、陳源泉。1961。臺灣水稻育成品種間之親緣係數。農業研究 10(3)：1—5。
8. 黃眞生、卜瑞雄、陳正昌、鄭清煥、劉 清。1982。水稻臺農69號之育成。中華農業研究 34(2)：125—134。
9. Amante, A. D., R. D. Pena, L. A. Sitch, H. Leung, and T. W. Mew.1990. Sheath blight (ShB) resistance in wild rices. Int. Rice Res. Newl. 15 (3)：5。
10. Chang, T. T. 1976. The origin, evolution, cultivation, dissemination and diversification of Asia and Africa rice. Euphytica 25：425—441.
11. Chen, Y. J., and H. K. Wu. 1982. Comparison of karyotypes among six *Oryza* species. Bot. Bull. Acad. Sinica 23：163—183.
12. Dilday, R. H. 1990. Contribution of ancestral lines in the development of new cultivars of rice. Crop Sci. 30：905—911.
13. Gotoh, K., and E. Okura. 1935. Cytological and genetical studies of *Oryza*. Jap. J. Genet. 11：130—131.
14. Hargrove, T. R. 1979. Diffusion and adoption of semidwarf rice cultivars as parents in Asian rice. Crop Sci. 19：571—574.
15. Hargrove, T. R., W. R. Coffman, and V. L. Cabanilla. 1980. Ancestry of improved cultivars of Asian rice. Crop Sci. 20：721—727.
16. Hargrove, T. R., V. L. Cabanilla, and W. R. Coffman. 1985. Changes in rice breeding in 10 Asian countries：1965—84 diffusion of genetic materials, breeding objectives, and cytoplasm. IRRI Res. Paper Ser. No：111. Int. Rice Res. Inst., Los Banos, Philippines.
17. Heinrichs, E. A., F. G. Medrano, and H. R. Rapusas. 1985. General procedures for the screening program. p 15. *In*：Genetic Evaluation For Insect Resistance In Rice. Int. Rice Res. Inst., Los Banos, Philippines.
18. Heinrichs, E. A., F. G. Medrano, and H. R. Rapusas. 1985. Brown planthopper, whitebacked planthopper, green leafhopper, and zigzag leafhopper. p 149. *In*：Genetic Evaluation For Insect Resistance In Rice. Int. Rice Res. Inst., Los Banos, Philippines.
19. IBPGR-IRRI Rice Adv. Commi. 1980. Descriptors for rice *Oryza sativa*. Int. Rice Res. Inst., Los Banos, Philippines. 21p.
20. Ikeda, R., and G. A. Busto. 1990. Resistance of wild rices to bacterial blight (BB). Int. Rice Res. Newl. 15 (3)：14.

21. Iyer, R. D., and O. P. Govila. 1964. Embryo culture of interspecific hybrids in the genus *Oryza*. Indian J. Genet. Plant Breed. 24 : 116—121.

22. Jena, K. K., and G. S. Khush. 1984. Embryo rescue of interspecific hybrids and its scope in rice improvement. RGN 1 : 133—134.

23. Jena, K. K., and G. S. Khush. 1986. Production of monosomic alien addition lines of *O. sativa* having a single chromosome of *O. officinalis*. pp 199—208. *In* : Rice Genetics. Int. Rice Res. Inst., Los Banos, Philippines.

24. Jena, K. K., and G. S. Khush. 1989. Monosomic alien addition lines of rice : production, morphology, cytology, and breeding behavior. Genome 32 : 449—455.

25. Jena, K. K., and G. S. Khush. 1989. Introgression of genes from *O. officinalis* Wall ex Watt to cultivated rice, *O. sativa* L. Theor. Appl. Genet. 80 : 737—745.

26. Jones, J. W., and A. E. Longley. 1941. Sterility and aberrant chromosome numbers in Caloro and other varieties of rice. J. Agr. Res. 62 (7) : 381—399.

27. Katayama, T. 1982. Cytogenetical studies on the genus *Oryza*. Ⅷ. Relationship between the genome E and D. Jap. J. Genet. 57 : 613—621.

28. Khush, G. S. 1977. Disease and insect resistance in rice. Adv. Agron. 29 : 265—341.

29. Khush, G. S., K. C. Ling, R. C. Aquino, and V. M. Aguiero. 1977. Breeding for resistance to grassy stunt in rice. *In* : Proc. 3rd Int. Congr., SABRAO, Canberra, Australia. Plant Breeding Papers 1 : 4 (B) : 3—9.

30. Li, H. W., T. S. Weng, C. C. Chen, and W. H. Wang. 1961. Cytogenetical studies of *Oryza sativa* L. and its related species. 1. Hybrid *O. paraguaiensis* Wedd. X *O. brachyantha* Chev. et Roehr., *O. paraguaiensis* Wedd. X *O. australiensis* Domin., and *O. australiensis* Domin. X *O. alta* Swallen. Bot. Bull. Acad. Sinica 2 : 79—85.

31. Lin, M. S. 1991. Analysis of the pedgrees of japonica rice varieties released in Taiwan. Int. Rice Res. Newl. 16 (2) : 5.

32. Lin, M. S. 1993. Changes in genetic diversity in the Japonica rice region of Taiwan. Bot. Bull. Acad. Sinica 34 (4) : 307—312.

33. Morinaga, T. 1940. Cytogenetical studies in *Oryza sativa* L. : Ⅳ. The cytogenetics of F_1 hybrid of *O. sativa* L. and *O. minuta* Presl. Jap. J. Bot. 9 : 1—16.

34. Morishima, H., and H. I. Oka. 1960. The pattern of interspecific variation in the genus *Oryza* : Its quantitative representation by ststistical methods. Evolution 14 : 153—165.

35. Oka, H. I. 1991. Genetic diversity of wild and cultivated rice. pp 55—81. *In* : Rice Biotechnology. C. A. B Int. UK.

36. Reimers, P. J., B. Consignado, and R. J. Nelson. 1993. Wild species of *Orzya* with resistance to rice blast (BL). Int. Rice Res. Notes 18 (2) : 5.

37. Romena, A., F. Medrano, L. Sunio, E. Camanag, V. Viajante, and R. C. Saxena. 1989. Resistance of wild rices to insect pests. Int. Rice Res. Newsl. 14 (5) : 15—16.

38. Sitch, L. A., R. D. Dalmacio, and G. O. Romero. 1989. Cross ability of wild *Oryza* species and their potential use for improvement of cultivated rice. Rice Genet. Newsl. 6 : 58—60.

39. Wu, L. 1978. The seed dormancy of a Taiwan wild rice population and its potential for rice breeding. Bot. Bull. Acad. Sinica 19 : 1—12.

Broadening Genetic Diversity of Cultivated Rice through Interspecific Hybridization within Genus *Oryzeae*

I. Evaluation of Agronimic Characteristics of Introduced Wild Rice Species[1]

Charng-Pei Li[2], Yen-Hsiung Chen[3], Chyr-Guan Chern[2], Tung-Hai Tseng[2], Chen-Chang Chen[2], Ming-Sing Lai[2] and Yih-Chuan Kuo[2]

Summary

In order to broaden genetic (including cytoplasmic) diversity of Formosan cultivated rice through interspecific hybridization within Genus *Oryzeae*, 25 wild rice accessions belonging to nine *Oryza* species were introduced to the Institute from International Rice Research Institute in 1989. The purpose of this report was to present some important information as the wild rice germplasm should be included in the future rice breeding programs. Under the environmental conditions of Taichung area, all of the wild rice accessions come out with awn varied in length, stigma outgrowing, secondary branching light and panicle shattering absolutely high. They were also characterized by a marked auricle on the leaves and purple stigma in the spikelets with an exception of *O. australiensis* which was auricleless and white stigma. In general, significant differences in growth habits and morphological characteristics were found among the species; and intraspecific differences were also observed for the characteristics except flowering time, panicle axis angle, panicle exsertion, panicle type, awn color, and seed coat color. Variation due to crop season on growth duration, culm length, tiller number, and panicle length were evident, especially for culm length and tiller number. A total of 13 out of the 25 accessions failed to head in the first crop season. The rest, headed in the first crop season, had culm length and tiller number significantly high than those in the second crop season. A wide range of flowering time, from 6 am to 4 pm varied with entries under Taichung environmental conditions, was observed for the enteies. Therefore, reasonable pollination schedule has to be arranged depending on the entries used. Based on the chromosome makeup, the introduced wild rice entries can be classified as diploids and/or tetraploids. However, it is difficult to identify their ploidy based on the morphological features.

Key words : Genus *Oryzeae*, Interspecific hybridization, Cultivated rice, Genetic diversity, Wild rice.

---

1. Contribution No. 1727 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Research Assistant, Assistant Agronomist, Assistant Agronomist, Assistant Agronomist, Research Assistant, and Rice Breeder, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
3. Former Research Assistant of TARI., and presently Instructor of Taiwan Provincial Cooperative Administration, Taichung, Taiwan, ROC.

Jour. Agric. Res. China（中華農業研究）43(3)：275～282（1994）

穀物收穫量測定器應用於臺灣水稻產量推估可行性之研究[1]

吳永培　羅正宗　陳一心[2]

摘要：本研究之目的在探討穀物收穫量測定器（Cropton）應用於臺灣水稻產量評估之可行性，試驗採用兩種方法進行取樣，方法１爲本機器標準取樣法（每取樣田依其取樣方式取６個取樣小區，每取樣小區取10株水稻，總計取60株水稻），方法２爲臺灣省糧食局採用之取樣方法（每取樣田位其取樣方式取４個取樣小區，每取樣小區取25株水稻，總計取100株水稻），結果發現不同取樣方法所得機器推估產量〔Y_1（方法１）及Y_2（方法２）〕分別與其小區調查產量〔Y_3（方法１）及Y_4（方法２）〕間的相關係都已高達0.93以上，且機器推估產量與小區調查產量的迴歸決定係數（R^2）値極高，所以推論本機器可代替小區調查產量用於推估臺灣水稻，機器推估產量之簡單迴歸模式分別爲 $Y3=60.0059+0.9609(Y_1)$，$R^2=0.940$；$Y_4=99.7731+1 \cdot 0268(Y_2)$，$R^2=0.866$。至於機器推估與大面積實割產量則不呈一定高估或低估的趨勢，且其變異性頗大，推估能力較弱，故本機器似無法直接用在本省稻穀產量之推估。同時，小區調查產量對農民實割產量之推估力亦弱，而在兩種取樣方法裡均以方法１較方法２較能掌握樣品田稻株族群的變異性，有較好的推估結果。

關鍵詞：穀物收穫量測定器、水稻、產量推估。

水稻是本省最主要的糧食作物，稻穀全年產量對於物價民生及經濟活動有相當影響，而預估水稻全年生產量，對於糧食產銷政策擬定相當必要，另外當天然災害發生時，評估水稻受害情形若有快速簡便推估產量工具，則可不經複雜的收穫調製過程，即可獲得產量推估數據時，辦理災害評估工作則較爲順利方便；然而影響水稻產量的因素十分複雜，且不易掌握[5,6]，一般推估產量常利用氣象條件及當年當地栽培條件[7]以及配合多項產量構成因素與產量之間關係等綜合情況下進行探討，並建立產量預估模式提供產量推估之用[1,8]。產量預估模式建立需長時期進行基礎資料收集與累積、並作模擬（simulation）與測試，方能穫得較佳實用價値[14]。建立預估模式所用變數項目較多時，將致使預估模式可行性與實用性受到影響。過去許多學者，諸如何[2]、郭等[4]、沈[3]及 Chang[9]等人曾嘗試建立臺灣地區水稻產量預估模式，惟這些模式迄今均未發展至實用階段。日本爲進行稻穀產量評估之需要，研發穀物收穫量測定器（Cropton）供現場產量推估使用。其操作步驟係取固定重量之濕穀（250g）置入圓筒容器中，施以一定壓力以測得其濕穀容積重及水份含量等相關資料，此時配合輸入實際量測的行株距與小區粗濕穀產量，最後機器再以這些資料由其內建之程式推估出該田區每分地糙

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1728 號。
2. 本所嘉義農業試驗分所助理、助理、研究員。臺灣省　嘉義市。

米產量，基本原理爲以容積重理念來表達穀粒充實情形（稔實率）及產量構成因素與產量間關係等相關訊息，進而以機器建立之產量預估迴歸模式，來推估稻穀產量高低。本機器研製過程因其所用水稻品種與種植環境皆與臺灣有所不同，因此本研究乃嘗試探討本穀物收穫量測定器於臺灣水稻產量預估工作上應用之可能程度。

調查方法與項目

一、調查方法

從八十一年第二期作起至八十二年第一期作選擇雲嘉地區農戶之生產稻田於收穫當日進行取樣，兩期作共計選取26處樣品田，其中二期作選取 8 處，一期作選取18處，而每一取樣田面積至少 5 公畝以上，取樣方式有兩種，第一種方式如圖 1A每一取樣田選取 6 個取樣小點，每一取樣小點同一方向割取一行10株作爲樣本進行調查（此一方法係爲日製穀物收穫量測定器之標準取樣方法，簡稱六點取樣法）；第二種取樣方式如圖1B所示每一取樣田選取 4 處取樣小點，由中心稻株起向前後及向左右兩側各前進兩株的方式，共割取25株調查，同時量測實際的行株距（本方法爲臺灣省糧食局所採用之取樣方法，簡稱四點取樣法）。

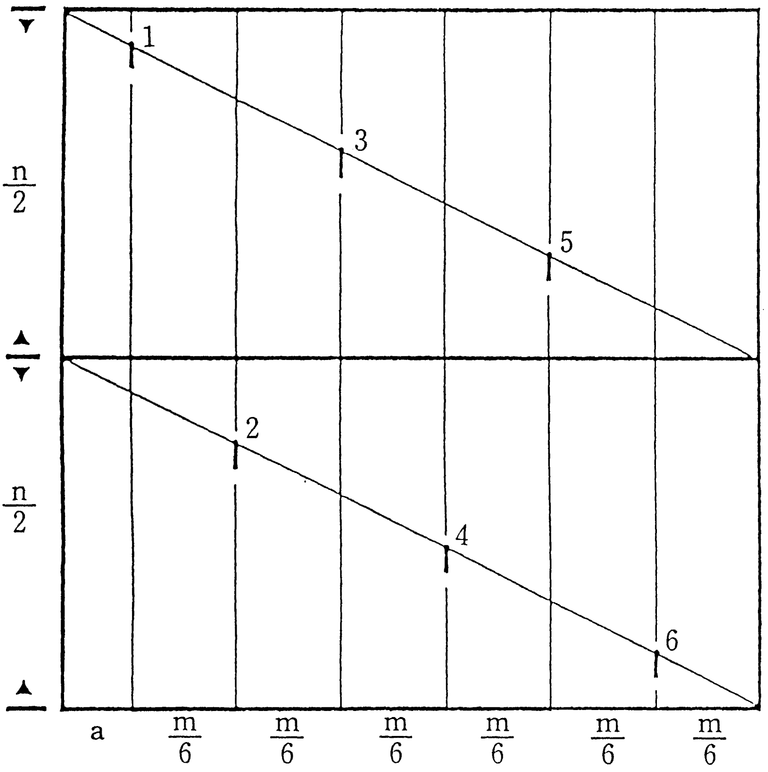


圖1A. 六點取樣方式圖示。

Fig. 1A. The map of six sampling points method

m：Column number.

n：Row number.

a：The randomly initiated line for sampling

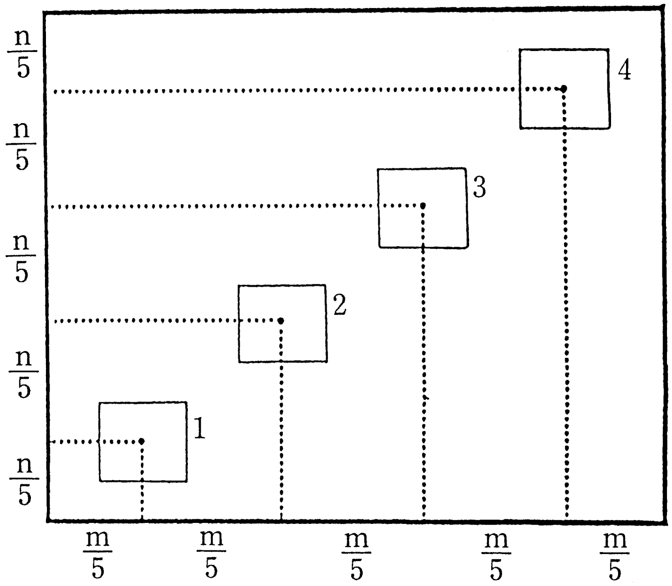


圖1B. 四點取樣方式圖示。

Fig. 1B. The map of four sampling points

二、調查項目與步驟

1. 實割產量：樣品由在取樣後，量測其實際種植面積，並調查農民以聯合收穫機收割、調製後販售給糧商之實際秤重稻穀總重量，由實際種植面積換算成稻穀產量／每分地（Y_5）。
2. 產量構成要素：調查六點取樣法每一取樣小區10株稻株之每株穗數（X_1），混合脫粒後調查全部稔實穀粒數、不稔實穀粒數，稔實穀粒重，而以全部稔實穀粒數除以十株水稻總穗數換算出每穗粒數（X_2）；另由稔實穀粒數與不稔實穀粒數求得稔實百分率（X_3）；再以稔實穀粒重除以稔實穀粒數求得千粒重（X_4）。由實測行株距求算種植密度，計算出每平方公尺株數（X_5）、穗數（X_6）、粒數（X_7）、穎花數（X_8）及風選後精穀重，並將精穀重／M^2換算成小區稻穀產量／每分地（Y_3）。
3. 將上述六點取樣法每一取樣田的所有取樣小區風選後的不稔穀粒及夾雜物與稔實穀粒全部混合均勻供穀物收穫量測定器推估每分地糙米產量。爾後再將稻穀調製水份至15%左右，重新風選後，取125克稻穀調查糙米率，利用糙米率將穀物收穫量測定器推估之糙米產量換算成機器推估稻穀產量／每分地（Y_1）。
4. 將四點取樣法每一取樣田四個取樣小區分別脫粒風選後，秤重後，再由實測行株距求算種植密度，換算出小區稻穀調查產量／每分地（Y_4）。最後將四個取樣小區風選後的不稔穀粒及夾雜物與精穀全部混合均勻供穀物收穫量測定器推估每分地糙米產量。同上步驟 3 調查糙米率後將機器推估之糙米產量換算成機器推估稻穀產量／每分地（Y_2）。

便於敍述上述各項調查性狀，將其代號及說明列於表 1，由穀物收穫量測定器所推估之糙米產量之水份含量爲15%，因此本實驗所有與重量有關之性狀其水份含量皆換算爲15%的基準。

表1. 本試驗所採用之性狀代號和單位

Table 1. A list of Adopted Symbol and unit in the experiment

Symbol	Description	Unit
X_1	Number of panicle per hill.	
X_2	Number of spikelets per panicle.	
X_3	Filled grains percentage.	%
X_4	1000-grains weight.	g
X_5	Number of hills per 1 M^2.	
X_6	Number of panicles per 1 M^2.	
X_7	Number of grains per 1 M^2.	
X_8	Nuber of spikelets per 1 M^2.	
Y_1	Estimated yield per 10 ares bassed on Croptron datum (six sample plots method).	Kg/10 ares
Y_2	Estimated yield per 10 ares based on Croptron datum (four sample plots method).	Kg/10 ares
Y_3	Estimated yield per 10 ares based on yield/M^2 datum (six sample plots method).	Kg/10 ares
Y_4	Estimated yield per 10 ares based on yield/M^2 datum (four sample plots method).	Kg/10 ares
Y_5	Yields practically harvested by farmer.	Kg/10 ares
A	Y_1-Y_3.	Kg/10 ares
B	Y_2-Y_4.	Kg/10 ares
C	Y_1-Y_5.	Kg/10 ares
D	Y_2-Y_5.	Kg/10 ares
E	Y_3-Y_5.	Kg/10 ares
F	Y_4-Y_5.	Kg/10 ares
P_1	Y_1-Y_3/Y_3*100.	%
P_2	Y_2-Y_4/Y_4*100.	%
P_3	Y_1-Y_5/Y_2*100.	%
P_4	Y_2-Y_5/Y_5*100.	%
P_5	Y_3-Y_5/Y_3*100.	%
P_6	Y_4-Y_5/Y_3*100.	%

三、統計分析

所有試驗資料統計分析工作，均利用個人電腦上的 SAS[11,13] (Statistic Analysis System) 套裝統計分析軟體進行相關分析與最小平方迴歸分析。

結果與討論

表 2 所示爲各種推估產量間的差異，其中六點取樣法機器推估產量 (Y_1) 與小區調查產量間 (Y_3) 之差距，Y_1 值有21處取樣田低於 Y_3 值，亦即利用此機器所推估產量的有百分之八十一取樣點有低估現象，高低估範圍介於－103.4～33.9公斤／每分地 (kg/10 ares) ，低估比率頗高，此似可藉由統計方法加以校正應用，而若取絕對值來看，機器推估產量 (Y_1) 與小區調查產量 (Y_3) 間差值平均爲43.3公斤／每分地 (kg/10ares) ，標準偏差爲26左右，將這些產量間的差距分別除以 Y_3，換算高估或低估的百分比率，平均爲6.9%左右，且變異範圍不大，顯示本機器推估小區調查產量之能力不錯。深究推估差距較大之取樣點，發現這些取樣點的六個取樣小點裡，均有一或二個取樣小點在穎花數／M^2、稔實率與千粒重上與其它取樣小點之表現不同，使得機器推估產量因取樣誤差造成低估現象，尤其就機器設計原理而言，樣品稔實程度之良劣會影響推估產量值的大小，亦即稔實程度 (如稔實率及千粒重) 不好，推估產最低，而這些取樣小點表現不同則可能是臺灣採六行式機械插秧，往返插秧時相鄰接行的行距因機器操作者技術熟練度不同而發生改變，造成取樣時若取到這些行株時，

其性狀之表現便有所不同，當然栽培管理者之技術亦是十分重要的影響因素，譬如取樣田施肥時若不均勻，會使得取樣田稻株間的異質性增高，較不易取到具代表性之樣品，再加上原取樣誤差，造成機器推估之稻穀產量與小區抽樣調查產量間的不同。另外，當利用四點取樣法以本機器推估之產量時，與上述六點取樣法所得結果並不一致，機器推估產量（Y_2）在所有取樣點均較小區調查產量（Y_4）者為低，平均低估值高達115.9kg/10 ares，而標準偏差為62.9，變異範圍頗大，而就低估百分比來看也是如此，平均低估16.2%，顯示本機器在以四點取樣法進行產量推估時，推估能力較弱。以六點取樣法較四點取樣法所取得的樣品有較佳的推估結果。探究原因可能是四點取樣法所有取樣小點均分佈於樣品田對角斜線上，而六點取樣法之取樣小點則平均分散於樣品田，兩者相比較，由於後者平均分散取樣，較能掌握樣品田族群稻株的變異性，所以利用機器推估效果反較四點取樣法（株數多者）好。由於臺灣稻田尚未瞭解以何種取樣單位與取樣方式，較能代表田區稻株族群變異性，因此尚無一定的原則與理論數值可供參循，稻穀產量推估方式值得進一步深入探討。

表2. 各種推估稻報產量間差異的統計值

Table 2. Statistic results between estimated yields

Symbol[z] Number	A	P_1	B	P_2	C	P_3	D	P_4	E	P_5	F	P_6
1	−83.9	−9.4	−203.7	−20.8	−32.3	−3.8	−66.3	−7.8	51.5	6.1	137	126.3
2	−57.3	−6.8	−194.4	−20.5	−111.8	−12.5	−139.8	−15.7	−54.5	−6.1	54	6.1
3	−31.7	−3.6	−136.6	−14.1	−11.5	−1.3	−32.5	−3.8	20.2	2.3	104	12.1
4	32.7	4.4	−98.5	−11.5	−19.9	−2.5	−36.9	−4.6	−52.5	−6.6	61	7.8
5	15.6	2.4	−112.8	−14.4	−76.3	−10.4	−64.3	−8.7	−91.9	−12.5	48	6.6
6	−37.6	−4.9	−80.4	−10.7	65.5	9.9	8.5	1.3	103.0	15.6	88	13.5
7	−16.8	−2.1	−90.9	−11.4	136.7	21.6	72.7	11.5	153.5	24.2	163	25.8
8	6.6	1.0	−112.3	−15.3	−35.8	−5.2	−61.8	−9.0	−42.4	−6.2	50	7.4
9	16.5	2.5	−65.8	−8.3	52.9	8.6	106.9	17.3	36.4	5.9	172	27.9
10	−16.0	−2.6	−68.7	−8.8	18.3	3.2	138.3	24.1	34.3	6.0	207	36.0
11	−73.5	−8.6	−119.2	−14.4	46.7	6.3	−28.3	−3.8	120.2	16.3	90	12.3
12	33.9	5.5	−94.5	−14.4	99.6	18.2	13.6	2.5	65.7	12.0	108	19.7
13	−33.0	−4.7	−138.7	−17.9	−104.7	−13.5	−13.5.7	−17.5	−71.7	−9.3	3	0.4
14	−28.8	−3.6	−123.7	−14.1	−86.4	−10.2	−97.4	−11.5	−57.6	−6.8	26	3.1
15	−43.6	−5.7	−127.1	−15.6	−732.9	−9.3	−107.9	−13.5	−30.3	−3.8	19	2.4
16	−46.9	−6.8	−132.4	−17.7	−30.7	−4.5	−60.7	−9.0	16.2	2.4	71	10.6
17	−79.9	−11.5	−89.5	−13.6	28.2	4.8	−14.8	−2.5	108.1	18.5	74	12.8
18	−31.6	−6.8	−163.8	−27.9	−18.5	−4.1	−25.5	−5.7	13.1	2.9	138	30.8
19	−54.1	−10.5	−356.4	−48.0	−23.8	−4.9	−97.8	−20.2	30.3	6.3	258	53.4
20	−52.0	−10.3	−47.6	−13.0	6.6	1.5	−128.4	−28.6	58.6	13.1	−80	−18.0
21	−19.5	−3.5	−58.5	−13.0	153.2	39.8	7.2	1.9	172.7	44.9	65	17.1
22	−70.0	−17.5	−82.5	−18.3	−52.8	−13.8	−15.8	−4.1	17.2	4.5	66	17.4
23	−56.3	−16.8	−70.7	−18.8	−86.6	−23.8	−59.6	−16.3	−30.3	−8.3	11	3.0
24	−8.7	−1.5	−57.7	−10.0	−3.7	−0.6	−51.7	−9.0	5.1	0.9	6	1.1
25	−76.1	−9.3	−90.5	−11.9	19.8	2.7	−54.2	−7.5	96.0	13.3	36	5.0
26	−103.4	−15.9	−95.4	−17.4	−81.2	−13.0	−174.2	−27.8	22.2	3.5	−78	−12.6
Mean[z]	43.3	6.9	115.9	16.2	56.8	9.6	69.3	11.0	59.8	9.9	85.1	14.6
Stand deviation[z]	25.9	4.7	62.9	7.8	41.4	8.7	47.5	7.9	43.8	9.1	62.9	12.2

[z] The definition of symbols is the same as Table 1.

[y] The mean and stand deviation of the absolute value of symbols.

由相關分析中可知 Y_1 與Y_3、Y_5 分別有0.9698**、0.895** 的相關關係，而 Y_2 與 Y_4 、Y_5 間則分別有0.930**、0.890**的相關性；由於穀物收穫量測定器產量推估值（Y_1，Y_2）與小區調查量（Y_3，Y_4）間均有極高之相關係數值，其相關係數值均高達0.93以上，因此可利用穀物收穫量測定器作爲小區產量推估之用，其不同產量經簡單迴歸分析所得之公式摘述如下：

$Y_3=60.0059+(Y_1)$，$R^2=0.940$

$Y_4=99.7731+1.0268(Y_2)$，$R^2=0.866$

$Y_5=43.6885+0.9446(Y_1)$，$R^2=0.801$

$Y_5=100.902+0.9028(Y_2)$，$R^2=0.792$

$Y_5=3.9324+0.9543(Y_3)$，$R^2=0.802$

$Y_5=55.5440+0.8200(Y_4)$，$R^2=0.796$

所有迴歸公式的決定係數值（R^2）值均頗高，尤其 $Y_3=-21.151+0.9790$（Y_1）的 R^2 值高達0.94，應已具實用價值，由於穀物收穫量測定器測定時僅須將稻株脫粒後，不須經風選、乾燥、水份測定等煩瑣之調製程序，便可直接估算產量，可節省不少人力與物力，且其操作簡單易行，測定速度快，因此可利用本機器先估算稻穀產量，所得產量值再代入各迴歸公式中求得各種稻穀產量，唯如此換算所得之各種產量除小區調查產量之外，其餘之準確性較低，且變異頗大，僅能作爲蓋估產量用，而在估算小區產量方面，因其迴歸公式 R^2 值已十分高，因此準確性高，因此可利用它代替小區產量進行稻穀產量推定。另分析臺南區農業改良場嘉義分場在同時期調查資料，發現機器推定產量與小區調查產量(六點取樣法)間之相關係數高達0.92，與本研究結果相似，顯示此機器可用於小區產量推估，至於品種間產量推估的差異，從表 3 可知在所有品種內兩種推估產量之間均呈高度正相關，相關係數值均在0.87以上，尤其以臺中秈10號相關性最高，機器推估產量與小區調查產量間相關係數高達0.99，其次爲臺梗 8 號、臺農67號、臺梗 5 號、臺梗 2 號，而以臺梗糯 1 號相關性程度稍差(r =0.878)，由此可見機器對不同品種之小區調查產量的推估能力有些許的差異，造成此等差異的原因由於其未調查產量構成要素等性狀，因此無法進一步加以解析。而依期作別進一步分析發現一期作機器推估產量與小區調查產量間的相關係數(0.867**)較二期作(0.960**)小，顯示二期作利用機器推估產量之結果較一期作好，而利用本實驗所調查稔實百分率與千粒重之標準偏差小大來看，一期作稔實百分率標準偏差（21.10）較二期作（15.04）大，但千粒重差異不大，因此可能因一期作稔實程度變異較大造成機器推估產量的變異亦大，使其所得相關係數值較二期作低，產量推估結果較二期作差。此外，一期作機器推估產量與實割產量間則存在有0.875**的相關關係，其與本實驗調查所得相似。

表3. 各品種內穀物收穫量測定器推估產量與小區產量間之相關係數

Table 3. Correlation coefficients between Cropton and practically evaluated yields of rice varieties[z]

Variety	Correlation coefficient
All varieties	0.9223** (N=100)
Taichung Sen 10	0.9918** (N=10)
Tai-ken 8	0.9765** (N=25)
Tainung 67	0.9653** (N=20)
Tai Ken 5	0.9481** (N=9)
Tai Ken 2	0.9401** (N=18)
Tai Ken Glutinous 1	0.8782** (N=18)

[z] Data comes from Tainan DAIS Chiayi Branch Station.

** Significant at 1% levels of probability.

表 2 可知各種推估產量與實割產量之差異，利用穀物收穫量測定器分別測定兩種取樣法所得樣品之推估產量，低於實割產量佔多數，且高估或低估實割稻榖產量間之值差異頗大；另利用兩種取樣法所得樣品之單位面積小區所調查的產量，呈現高於實割稻榖產量者佔相當大比率，尤以四點取樣方式更爲明顯。而由各種推估量與實割量間之差值的絕對值平均及標準偏差來看，則顯示機器或小區所推估之產量與實割產量間均以六點取樣法所推估之變異較小（因其標準偏差較小）。穀物收穫量測定器係日本所研發出來，在臺灣地區或因品種不同，或因自然環境與栽培技術的差異，顯示有不同的推估結果，但仍以六點取樣法所得之推估量變異範圍較小，此或許爲本機器研發之初，即以六點取樣法爲標準取樣方式所致，即使在不同環境仍然顯現較優之推估能力，較四點取樣法爲佳。唯其變異程度仍偏高，顯示推估能力仍不穩定，無法實際應用於田間稻穀產量之預估；若欲提高其應用價値，則應另行探討其取樣單位及取樣方式，繼而修改其內建計算推估公式，以符本省實際狀況之需要。過去一般認爲利用小區產量推估實割產量會有高估現象，本試驗亦呈現相同結果，在兩種不同取樣方式上，仍以六點取樣法所得之樣品具有較佳之推估能力，此或許因爲六點取樣法所取得之樣品較能充分反應稻田植株族群特性所致。

綜合上述結果顯示，在臺灣穀物收穫量測定器並無法直接應用於田間稻穀產量之實際預估，其對實割產量的推估能力之不足尙需進一步提高機器推估產量準確程度，方能利用本機器於臺灣水稻產量推估應用。但由表 2 中我們亦發現，六點取樣法之機器推估產量與小區調查產量間的差異，較機器推估產量值與實割產量間的差異爲小，亦即機器推估產量與小區稻穀推估產量間吻合程度頗佳，此或許可提供育種者在龐大數目之初級產量比較試驗中，以簡便的機器推估產量替代小區產量調查工作，作爲評估的依據。

誌　　謝

本研究承蒙農委會經費補助（計畫編號：82農建—4.1—輔—05），謹此誌謝。

引用文獻

1. 李蒼郎。1990。氣象因子對產量構成因素之影響及產量估計模式。國立中興大學農藝研究所碩士論文83頁。
2. 何惠。1980。水稻產量預測之研究。國立臺灣大學農藝研究所碩士論文84頁。
3. 沈寶齡。1983。利用主成份迴歸分析法以水稻生長期中氣象因子建立穀產量之預測模式。國立臺灣大學農藝研究所生物統計組碩士論文43頁。
4. 郭文鑠、曾文柄、楊之遠、鄭淑賢。1980。臺灣地區氣象因子與水稻產量預測模式之初步研究。氣象學報 26(1-2)：71-79。
5. 張正賢、曾美倉。1982。水稻產量構成因素及其影響因子。科學農業 30(7-8)：318-322。
6. 謝順景。1979。臺灣一、二期作產量構成要素及其他性狀表現之差異。臺灣二期作稻低產原因及其解決方法研討會專集。49-60頁。行政院國家科學委員會。臺北。
7. 堀江武。1989。生育診斷予測の意義の方法。日作紀 58(3)：460-487。
8. 鈴木守、中村公則。1978。暖地水稻の收量成立過程にわけゐ氣象要因の影響に關すゐ二・三の解析。日作紀 46(4)：529-535。
9. Chang, J. H. 1985. A. climatological analysis of yield difference between the first and second rice crop in Taiwan. Agricultural and Forest Meteorology 36：113-120.
11. Draper, N. R. and H. Smith. 1981. Applied Regression Analysis. 2nd ed PP. 294-419. John Wiley & Sons, Inc. New Yor Chichester. Brisbane Toronto.
12. Horie, T., M. Yajima and H. Nakagawa. 1992. Yield forecasting. Agri-cultural Systems 40：211-236.
13. S A S User's Guide：Statistics. 1988. nc：S A S Institute inc.
14. Yoshida, S. and F. T. Porao. 1976. Climatic influence on yield and yield components of lowland rice in the tropcs. PP.471-494. in Climate and rice. I.R.R.I. P.O.Box 933. Manila Philippines.

Studies on the Application of Cropton in Rice Yield Prediction in Taiwan[1]

Yong-Pei Wu, Jeng-Chung Lo and Yi-Shin Chen[2]

Summary

The objective of this research was to evaluate the possibility of use of Cropton for prediction of rice yield production in Taiwan. Two sampling methods were used inthe experiment, Method 1 was the Cropton standard sampling method (Each location six plots and each plot 10 rice hills were sampled) ; Method 2 was the sampling method used by Province Food Bureau ROC. (Each location four plots and each plot 25 hills rice were sampled). The results showed that the estimated yields by Cropton (Y_1, Y_2) were highly and significantly correlated (above 0.93) with square meers of yields (Y_3, Y_4). Also, the regresssion coefficient between the estimated yields by Cropton and the square meters of yields are very high. This indicated that Cropton Cropton can be used in place of square meters of yields to predicate rice yield capacity. The simple regression odels are $Y_3=60.0059+0.9609(Y_1)$, $R^2=0.940$; and $Y_4=99.7731+1.0268(Y_2)$, $R^2=0.866$, respectively. However, the yields practically harvested by farmer and the yields estimated by Cropton's was not associated very well. The variance of differe-nces were large, the Cropton prediction accuracy of the yields practically harvested by farmer are not enough, it can not be applied straight in Taiwan for rice yield prediction. Moreover, the prediction accuracy of the yields practically harvested by farmer in square meters of yields also shows not good. However, results also showed that Method 1was much better than Method 2 to find the variation among rice population to obtain better predicated results.

Key words : Cropton, Rice, Yield prediction.

1. Contribution No. 1728 from Taiwan Agricultural Research Instiute.
2. Respectively, Assistant, Assistant and Sinor Agronomist, Chiayi Agricultural Experiment Station, TARI, Chiayi, Taiwan, ROC.

Jour. Agric. Res. China（中華農業研究）43(3)：283～292（1994）

穩定性迴歸分析之 SAS 程式[1]

呂　秀　英[2]

摘要：利用直線迴歸分析法來解釋植物穩定性的問題，是本省目前最常用而有效的方法。本文以個人電腦之 SAS 軟體中最基本的 STAT 功能系統，編寫出一個穩定性迴歸分析程式，並以一數例說明其進行分析的流程及結果，以幫助農業研究工作者進行區域試驗資料之穩定性迴歸分析。程式之輸出結果內容包含有綜合變方分析、各品系在不同環境下之產量平均值、環境指標估值、迴歸分析之統計值摘要表、穩定性係數對品系平均產量之圖示結果。

關鍵詞：SAS 程式、穩定性、迴歸分析、區域試驗、環境指標。

利用直線迴歸分析法來解釋植物穩定性的問題，是目前最常用而有效的方法[3,7]。由統計上之觀點，該法雖有一些前提之限制[5,8,9]，但與其他方法比較，在實際應用上確具有操作簡單與符合生物解釋的優點[2,4]，在未來研究基因型與環境交感上仍扮演著重要的角色。迄今，本省農業育種工作仍以迴歸係數作爲區域試驗穩定品種選拔的依據。

直線迴歸法應用於穩定性分析的程序，主要有兩個步驟：首先以各環境之平均收量與整個試驗的總平均產量之偏差，作爲該一試驗的環境效應估值，稱之爲環境指標（environmental index），然後將各基因型在各環境之產量隨這些指標作迴歸分析，並以最小平方法（least square method）估計迴歸係數，利用這些迴歸係數估計值可以評估基因型的穩定性。一般電腦統計套裝軟體均含有直線迴歸分析方法，但必須先求得環境指標作爲自變數之後始可進行分析，在運算上多了一道手續，無法一氣呵成，此對於非統計專家或不熟習程式撰寫的大部份農業研究工作者而言，往往造成困擾。對此，臺灣省農業試驗所農藝系試驗統計室已在 HP9000小型電腦上利用 FORTRAN 語言撰寫一個區域試驗穩定性迴歸分析程式，提供所內研究同仁使用。目前，有鑑於本省各農業研究單位均有個人電腦，且安裝有 SAS（Statistical Analysis System）套裝軟體的機會愈來愈多，如能發展出一套完整的穩定性迴歸分析之 SAS 程式，當能提高區域試驗資料分析的速度及準確度，但是大部份的農業研究工作者對 SAS 之各種程序（procedure）語言尙無法應用裕如，爲減少使用者誤用的機會，本文特以 SAS 軟體中最基本的 STAT 功能系統[10]，編寫出一個整合性的穩定性迴歸分析程式，並以實際區域試驗資料之數例說明其進行分析的流程及結果。

統計模式與分析方法

基因型（品種）i 在環境 j 的平均性狀觀測值 Y_{ij}，以直線迴歸模式表示：

$$Y_{ij} = m_i + b_i E_j + e_{ij}$$

其中，

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1729 號。
2. 本所農藝系副研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

$i=1\cdots\cdots k$

$j=1\cdots\cdots n$

E_j 爲環境 j 的效應（環境指標），$\hat{E}_j=\bar{Y}_{.j}-\bar{Y}_{..}$，而 $\bar{Y}_{.j}=\sum_{i=1}^{k}Y_{ij}/k$，$\bar{Y}_{..}=\sum_{i=1}^{k}\sum_{j=1}^{n}Y_{ij}/kn$；$Y_{ij}$ 隨環境指標 E_j 作迴歸，利用最小平方法可估得截距（平均產量）m_i 及迴歸係數 b_i；而 e_{ij} 爲迴歸剩餘機差項，滿足平均爲0，變方爲 σ^2 之常態分布。

當直線迴歸關係顯著存在，可利用 b_i 作爲穩定性係數（stability index）以評價各基因型對環境的適應能力。由於育種研究上欲選拔優良的品系，須兼顧穩定性及生產力，故應同時以 b_i 與 m_i 爲選拔依據，來選拔穩定性高（$b_i=1$）而表現良好（m_i 高於對照品系或總平均值）的品種，一般以圖示表達方式，即以 m_i 爲 x 軸，b_i 爲 y 軸，觀察各品種點落在圖上區間的分布情形以進行相對間的比較。

一個穩定性迴歸分析的 SAS 程式列於表 1。表中被兩個/*符號所包含於內的文字，爲程式說明，純粹供輔助讀者瞭解各程序步驟之用，SAS 並不會執行，因此在實際輸入時可除去無妨。程式內容共有以下主要的程序步驟：資料讀入，綜合變方分析之執行，總平均值之計算，每一品系在各環境下所有重複之產量平均值之計算，環境指標之估算，迴歸分析，迴歸離差之顯著性測驗，統計值摘要表之建立，以及 b_i 對 m_i 之作圖。

數　例

今舉一實例說明分析的流程及結果，資料來源爲1986至1987年之本省 5 個飼料玉米綜合品系在 3 個地區之春作籽實產量區域試驗資料[6]，該試驗方法採逢機完全區集設計，重複 4 次，依本省雜糧作物育種實施程序，一般以年度及地區之組合作爲環境變異，故合計 5 個品系 6 個環境 4 個重複進行穩定性分析，其輸入資料檔列如表 2，資料檔係以先讀重複，再讀環境，最後讀品系的輸入格式建立，因此該檔案共10行12欄的資料中，第 1 行之12個數據依次爲品系 1 在第 1 年 3 個地區之 4 個重複的觀測值，第 2 行爲品系 1 在第 2 年 3 個地區之 4 個重複的觀測值，第 3 行爲品系 2 在第 1 年 3 個地區之 4 個重複的觀測值等等，以下類推。倘欲將資料輸入格式改以先讀重複再讀品系後讀環境的方式，則必須將程式中的資料輸入迴圈（DO—loops）更改爲　DO ENV=1 TO N；DO LINE=1 TO K；DO REP=1 TO L。程式在資料開始讀入之前，首先必須宣告品系數（K）、環境數（N）及重複數（L）的值，如本例各爲 5、6 及 4，此後在該程式之所有步驟中的敍述或數值，則可毋須再作任何更動，除非使用者欲自行增減某些輸出報表的列印結果。在某些特殊場合，研究者的作物區域試驗資料可能僅有單一重複，此時如欲應用本程式進行穩定性分析，則可將重複數（L）設定爲 1，但必須注意在其輸出結果之變方分析中的機差項將無法估計，同時也因此導致統計值摘要表中的迴歸離差無法進行顯著性測驗，除此之外，穩定性迴歸分析的估算並不受影響，即仍然可以估算出環境指標、穩定性係數和品系平均產量，以及相關的圖示。

表1. SAS/STAT 穩定性迴歸分析程式

Table 1. SAS/STAT program for regression analysis of stability

```
DATA REGSTAB ;
INFILE 'A: REGSTAB. DAT' ;
K=5 ;
N=6 ;
L=4 ;
DO LINE=1 TO K ;        /*A two-way table with K lines x N environments x L replicates*/
   DO ENV=1 TO N ;
      DO REP=1 TO L ;
         INPUT YIELD @@ ;
         OUTPUT ;
      END ;
   END ;
END ;
TITLE '—— Combined Analysis of Variance ——' ;
PROC ANOVA OUTSTAT=STAT ;                        /*Performing Combined ANOVA*/
   CLASS REP ENV LINE ;
   MODEL YIELD=REP(ENV) ENV LINE LINE*ENV ;
   TEST H=ENV E=REP(ENV) ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT DATA=REGSTAB ;           /*Calculation of grand mean*/
   VAR YIELD ;
   OUTPUT OUT=M MEAN=GM ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT DATA=REGSTAB ;           /*Calculation replicate means*/
   VAR YIELD ;
   BY LINE ENV ;
   OUTPUT OUT=LE MEAN=LEM ;
PROC PRINT NOOBS ;
   TITLE '—— Line means in each environment (LEM) ——' ;
   VAR LINE ENV LEM ;
PROC SORT DATA=LE ;
   BY ENV ;
PROC MEANS MEAN NOPRINT ;                        /*Estimation of environmental index*/
   BY ENV ;
   VAR LEM ;
   OUTPUT OUT=E MEAN=EM ;
DATA ENVIND ;
   IF_N_=1 THEN SET M ;
   SET E ;
   EI=EM-GM ;
TITLE '—— Environmental index ——' ;
PROC PRINT NOOBS LABEL ;
   LABEL EI='INDEX' ;
   VAR ENV EI ;
DATA COMBINE ;
   MERGE LE ENVIND ;
```

```
    BY ENV ;
    DROP _TYPE_ _FREQ_ ;
PROC SORT DATA=COMBINE ;
    BY LINE ;
TITLE '—— Regression analysis of each line ——' ;
PROC REG NOPRINT OUTEST=EST ;                 /*Regression of yield on environmental index*/
    BY LINE ;
    MODEL LEM=EI/SELECTION=RSQUARE MSE SS1 ;
DATA _NULL_ ;
    SET REGSTAB ;
    IF _N_=1 ;
    CALL SYMPUT('K',K) ;
    CALL SYMPUT('N',N) ;
    CALL SYMPUT('L',L) ;
DATA _NULL_ ;
    SET STAT ;
    IF _N_=3 THEN CALL SYMPUT('ESS', SS) ;
    IF _N_=1 ;
    CALL SYMPUT('PDF',DF) ;
    CALL SYMPUT('PSS',SS) ;
DATA OUTLIST ;
    SET EST ;
    DMSE=_MSE_ ;
    SEB=SQRT(DMSE/(&ESS/(&L*&K))) ;           /*Calculation of standard error of regression*/
    DMSEF=DMSE/(&PSS/(&PDF*&L)) ;             /*Test of deviation from regression*/
    PROB=1-PROBF(DMSEF, _EDF_,&PDF) ;
    KEEP LINE INTERCEP EI SEB DMSE DMSEF PROB ;
TITLE '—— Summary statistics of stability ——' ;
PROC PRINT NOOBS LABEL DATA=OUTLIST ;         /*List of summary statistics*/
    LABEL LINE='LINE'
        INTERCEP='MEAN YIELD (LM)'
        EI='STABILITY INDEX (B)'
        SEB='STANDARD ERROR OF B'
        DMSE='DEVIATION FROM REGRESSION (D)'
        DMSEF='F-TEST VALUE OF D'
        PROB='PROB OF D' ;
    VAR LINE INTERCEP EI SEB DMSE DMSEF PROB ;
DATA _NULL_ ;                                 /*Plot of stability index and mean yield*/
    SET M ;
CALL SYMPUT('REF',GM) ;
TITLE 'Regression method for stability analysis' ;
PROC PLOT DATA=OUTLIST ;
    LABEL INTERCEP='MEAN YIELD (LM)'
        EI='STABILITY INDEX (B)' ;
    PLOT EI*INTERCEP=LINE/HREF=&REF VREF=1.0 ;
RUN ;
```

表2. 本省5個玉米綜合品系在6個環境（年度×地區）之春作產量區域試驗的資料表（4重複）

Table 2. Data table of five maize composites by six environments (year×location) under spring crop season in Taiwan (four replicates)

3679	3175	3597	2704	1875	2016	2820	1939	3418	3829	3573	3951
4071	3650	3907	4055	2384	2071	1254	646	1574	1502	1998	2147
3799	3246	3279	3625	1913	1522	1543	1660	3407	2793	2969	3424
3667	3910	3932	4080	1763	1672	3134	1177	1618	1829	1067	1102
2497	2750	3091	2267	2007	2015	2482	1481	2792	2130	2080	2496
3526	3035	2056	3062	1361	824	1125	620	979	978	1132	1543
2125	2604	2687	2452	2038	2109	2434	1800	3209	2764	1975	2350
4007	3855	3808	3302	1612	2208	1615	1948	1266	1327	1873	1489
2844	2624	2424	3118	1674	2099	1476	1796	4041	3534	3846	4230
3645	5367	4061	3642	1803	2524	1237	1994	2259	1490	1429	1534

玉米區域試驗資料進行穩定性分析之結果列於附錄1。輸出結果之內容共有五個部份：綜合變方分析、各品系在不同環境下之產量平均值、環境指標估值、迴歸分析之統計值摘要表、穩定性係數對品系平均產量之圖示結果。各品系之產量平均值及穩定性係數估值，其實即是由 SAS 之迴歸程序（PROC REG）結果中摘錄出來，程式中特別多作此整理，使能立即得到兩個選拔介量的報表列印，是爲了讓使用者可免於從一大堆迴歸分析結果中再自行抄錄重要統計值的麻煩，因此在輸出報表設計上便不再列出迴歸分析之詳細結果，而在程式之迴歸程序敍述中（表1），加入 NOPRINT 之選項（option）。但是必須注意，一旦如此，迴歸係數的顯著性測驗結果便無法得知，對此使用者可自行將程式中的 PROC REG NOPRINT OUTEST＝EST；該行敍述之 NOPRINT 選項去除，即可保留 SAS 內設之 PRINT 狀態。統計值摘要表除了包含品系平均產量及穩定性係數之兩個重要統計值以外，也列出穩定性係數之標準差。由本例之分析結果得知，該玉米區域試驗之品系、環境主效應，及兩者間之交感效應皆呈極顯著，產量總平均值爲2482.03；環境指標之範圍則在－975.23與1249.88之間，環境1、3、4爲較「優」的環境，而環境2、5、6屬較「劣」的環境；穩定性分析結果，以品系1爲最高產且穩定，品系5之平均產量僅次於品系1但表現較不穩定，品系3、4雖表現特別穩定但產量甚低。

本文所編寫之穩定性迴歸分析程式，主要是以 Finlay-Wilkinson[3]之方法爲理論基礎，即以迴歸係數與品系平均表現值爲選拔依據，來選拔穩定性高（迴歸係數近於1）而表現良好（平均產量高於對照品系或總平均值）的品系。至於 Eberhart and Russell (1966)[2]之進而要求用迴歸離差均方來評估迴歸係數估值之變異性大小的主張，目前在意義及應用上仍有甚多爭議[5,8,9]，但有鑑於目前仍不乏有人仍習用迴歸離差作爲第三個選拔介量，故本文亦將之納入統計值摘要表中，以提供使用者參考利用。統計值摘要表中除了列出迴歸離差及其顯著性測驗 F 值以外，並同時求出 F 值之分布機率值，以方便使用者可直接由機率值是否小於0.05或0.01，來判斷迴歸離差爲顯著或極顯著。例如由本文玉米區域試驗結果中得知（附錄1），僅有品系5之迴歸離差均方顯著異於0（機率值小於0.05），其他品系之迴歸離差則與0無顯著差異。

由於參試材料對任何穩定性分析都會造成限制及影響，因此利用任何電腦語言或套裝軟體所編寫的穩定性迴歸分析程式，在使用上都必須注意，僅利用少數的環境是不可能計算出有效的穩定性估計值。

附錄 1. SAS程式之輸出結果內容
Appendix 1. Results from the SAS output

— Combined Analysis of Variance —

Analysis of Variance Procedure
Class Level Information

Class	Levels	Values
REP	4	1 2 3 4
ENV	6	1 2 3 4 5 6
LINE	5	1 2 3 4 5

Number of observations in data set = 120

— Combined Analysis of Variance —

Analysis of Variance Procedure

Dependent Variable: YIELD

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Pr > F
Model	47	103951666.8	2211737.6	12.33	0.0001
Error	72	12912246.1	179336.8		
Corrected Total	119	116863912.9			

R-Square	C.V.	Root MSE	YIELD Mean
0.889510	17.06194	423.4817	2482.02500

— Combined Analysis of Variance —

Analysis of Variance Procedure

Dependent Variable: YIELD

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
REP(ENV)	18	2897820.65	160990.04	0.90	0.5830
ENV	5	82817888.67	16563577.73	92.36	0.0001
LINE	4	8573084.47	2143271.12	11.95	0.0001
ENV*LINE	20	9662873.03	483143.65	2.69	0.0011

Tests of Hypotheses using the Anova MS for REP(ENV) as an error term

Source	DF	Anova SS	Mean Square	F Value	Pr > F
ENV	5	82817888.67	16563577.73	102.89	0.0001

— Line means in each environment (LEM) —

LINE	ENV	LEM
1	1	3288.75
1	2	2162.50
1	3	3692.75
1	4	3920.75
1	5	1588.75
1	6	1805.25
2	1	3487.25
2	2	1659.50
2	3	3148.25
2	4	3897.25
2	5	1936.50
2	6	1404.00
3	1	2651.25
3	2	1996.25
3	3	2374.50
3	4	2919.75
3	5	982.50
3	6	1158.00
4	1	2467.00
4	2	2095.25
4	3	2574.50
4	4	3743.00
4	5	1845.75
4	6	1488.75
5	1	2752.50
5	2	1761.25
5	3	3912.75
5	4	4178.75
5	5	1889.50
5	6	1678.00

— Environmental index —

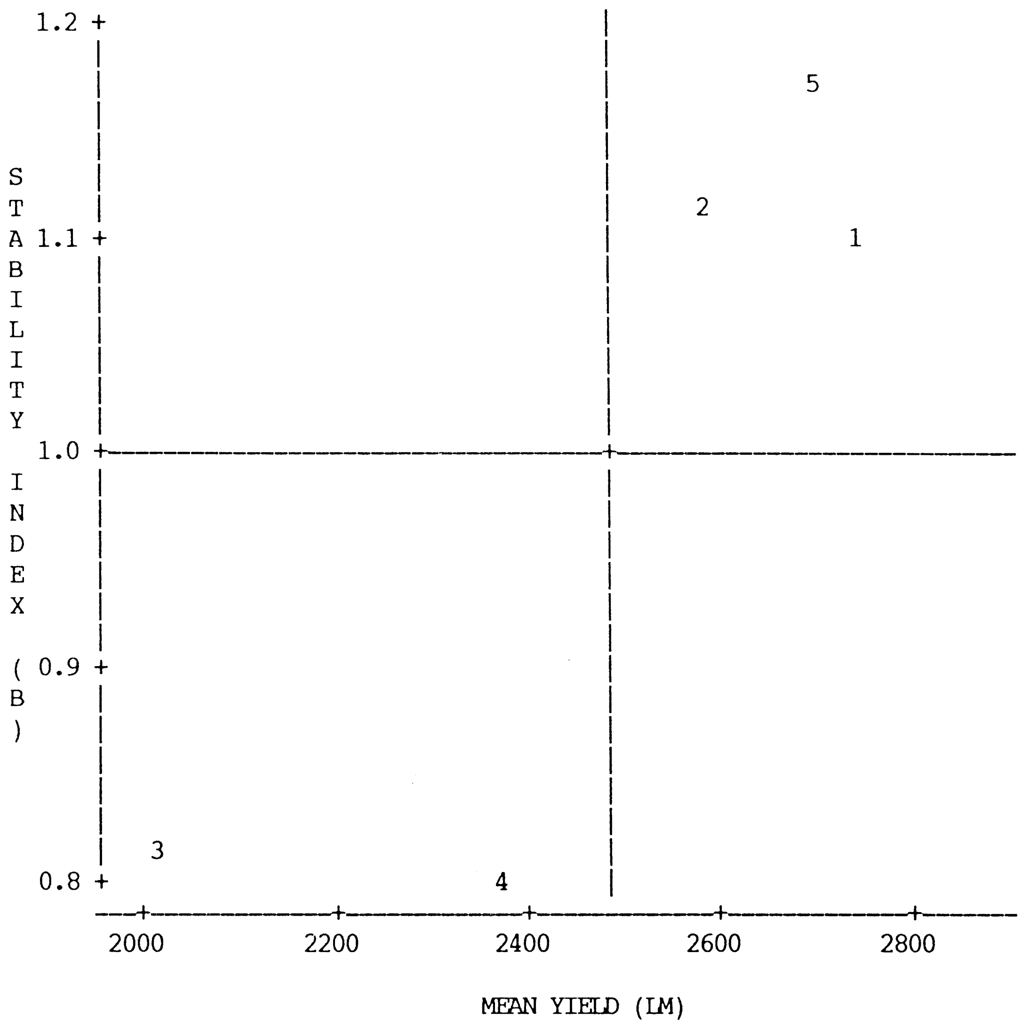
ENV	INDEX
1	447.32
2	-547.08
3	658.53
4	1249.88
5	-833.43
6	-975.23

— Summary statistics of stability —

LINE	MEAN YIELD (LM)	STABILITY INDEX (B)	STANDARD ERROR OF B	DEVIATION FROM REGRESSION (D)	F-TEST VALUE OF D	PROB OF D
1	2743.13	1.09534	0.10057	41878.52	0.93408	0.44920
2	2588.79	1.11406	0.15260	96428.69	2.15078	0.08325
3	2013.71	0.81111	0.16097	107299.21	2.39325	0.05839
4	2369.04	0.80678	0.14906	92001.04	2.05203	0.09610
5	2695.46	1.17272	0.18188	136976.48	3.05518	0.02203

Regression method for stability analysis

Plot of EI*INTERCEP. Symbol is value of LINE.



引用文獻

1. Becker, H. C. and J. León. 1988. Stability analysis in plant breeding. Plant Breed. 101:1-23.
2. Eberhart, S. A. and W. A. Russell. 1966. Stability parameters for comparing varieties. Crop Sci. 6:36-40.
3. Finlay, K. W. and G. N. Wilkinson. 1963. The analysis of adaptation in a plant-breeding programme. Aust. J. Agric. Res. 14:742-754.
4. Hill, J. 1975. Genotype-environment interactions—a challenge for plant breeding. J. Agric. Sci. 85:477-493.
5. Lin C. S., M. R. Binns, and L. P. Lefkovitch. 1986. Stability analysis: where do we stand? Crop Sci. 26: 894-900.
6. Lu, H. Y. and C. T. Tien. 1993. Studies on nonparametric method of phenotypic stability. II. Selection for stability of agronomic concept. J. Agric. Assoc. China 164:1-16. (in Chinese with English summary.)
7. Perkins, J. M. and J. L. Jinks. 1968. Environmental and genotype-environmental components of variability. III. Multiple lines and crosses. Heredity 23:339-356.
8. Pritts, M. and J. Luby. 1990. Stability indices for horticultural crops. HortScience 25:740-745
9. Westcott, B. 1986. Some methods of analysing genotype-environment interaction. Heredity 56:243-253
10. SAS Institute Inc. 1990. SAS／STAT User's Guide. Version 6, 4th ed., Cary, NC.

A SAS Program for Regression Analysis of Stability[1]

Hsiu-Ying Lu[2]

Summary

Linear regression method is widely used to investigate the plant stability in Taiwan. A program written in SAS/STAT software is to presented for regressinon analysis of stability. This program runs on personal computers. The procedure is also illustrated through an example. It is useful to agricultural researchers who are analyzing the varietal performance in regional trials by regression approach. Output contains combined analysis of variance, mean yield of each variety under different environments, environmental index, summary statistics of regression analysis, plotting of stability index to varietal mean.

Key words : SAS program, Stability, Regression analysis, Regional yield trial, Environmental index.

1. Contribution No. 1729 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Statistician, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

Jour. Agric. Res. China（中華農業研究）43(3)：293～301（1994）

水田栽培檳榔心芋全株葉面積之估算

II. 破壞性取樣法[1]

呂秀英[2] 陳烈夫[3] 呂椿棠[2] 賴吉雄[3]

摘要：本研究之主要目的在探討臺灣本地栽培種檳榔心芋於水田栽培時之全株葉面積的簡易估算方法，利用不同時期以破壞性取樣所測量之鮮葉重與乾葉重資料，尋找出一套精確且迅速之簡易方式來估算全株葉面積。本試驗於1991年秋作在臺灣省農業試驗所試驗田區進行，自移植日起至收穫爲止，每隔21天逢機調查10株芋植株，測量各株之全株葉面積及葉片鮮、乾重，以建立全株葉面積之估算式；繼之再以1992年秋作及1993年春作於同一栽培地點所取得之20株芋植株逢機樣本，來檢測該估算模式在不同期作下的推測能力。結果顯示，水田栽培檳榔心芋之全株葉面積估算公式，以乾葉重乘上225即可，此相當於每公克葉乾物質重約有225cm^2之葉面積。倘欲以鮮葉重來估算全葉面積，當乾葉重與鮮葉重之比例值等於0.14時，以直接乘以32的估算效果最好，但一旦因期作環境不同造成葉片含水量有差異，則其預測準確度會因葉片乾鮮重之比例改變而受到影響。

關鍵詞：芋、全株葉面積、葉重、破壞性取樣、預測模式準確度。

葉面積爲作物植冠在生理上一個很重要的描述計量，葉面積的變化及大小對作物能量移轉與乾物質累積過程均有密切的關係(5,6,8,9)。葉面積的實際測量既繁重而費時，雖然可藉由葉面積測量儀進行直接之測量，但成本較高(7,10)。除了使用葉面積測量儀以外，尙應有其他方法可決定在田間生長之作物的葉面積，大致可分爲兩種估算方式，一爲以各葉之長及寬之非破壞性取樣法（non-destructive sampling）來估算葉面積，另一爲以破壞性取樣（destrcuctive sampling）所得的葉乾重推測葉面積。有關芋葉面積之測量，陳等(2)首先利用葉長及葉寬直接乘以一個估算介量來估算臺灣本地栽培品種檳榔心芋於水田栽培時之單葉面積，可獲致很好的預測效果。繼之，呂等(1)並利用非破壞性取樣推測不同時期之水田栽培檳榔心芋的全株葉面積，發現以第 3 葉之面積乘以4.57，或以第 4 葉之面積乘以4.01，用來推測出移植後第106天時之全株葉面積的效果較好，同時所含的估算介值最少，其預測準確度約90%，但由於生長初期芋葉並未完全展開，而後期則外位葉開始凋萎，以致此模式只能在生長中期（如移植後第106天）進行估算始有較理想的結果，而無法應用於其他生長時期。換言之，利用非破壞性取樣法以單葉推測全株葉面積的效果，會因不同取樣時期而異。由於在農業試驗上經常利用破壞性取樣來獲取資料，或割取植株研製成粉末進行生理分析，或考種進行遺傳育種研究，而植株的乾重都是必測的項目，故可以用植株乾重或葉乾重來表示葉面積(3,4,11,13,14)；如此將不會如同以單葉面積估算全株葉面積的方法一樣，因爲葉位或生長狀況的差異，而影響了估算的準確度。有關以破壞

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1730 號。
2. 本所農藝系副研究員與助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 本所農場管理室助理與副研究員兼主任。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

性進行取樣時，利用已知葉重資料直接估算全株芋葉面積的課題，Shin and Snyder[14]曾就其當地芋品種進行研究，指出 SLW（每單位葉面積之葉乾重，稱爲比葉重）各月份間無顯著差異（4.27～4.72 mg/cm^2）即相當於每公克葉乾重有223cm^{2}之葉面積，因此求出其全株葉面積的估算式爲葉乾重乘以估算介值223。該估算介量是否適用於國內之水田檳榔心芋品種及栽培環境，至今尙不可知，有鑑於此，本研究將進一步建立葉重推測全株葉面積之估算式，以期能更迅速精確地估算出不同生育期之水田檳榔心芋的全株葉面積。

材料及方法

一、試驗材料之栽培及調查

試驗材料爲檳榔心芋，於1991年秋作在本所試驗田間進行，以水田栽培形式種植，整地與種植水稻相同，先將田面充分灌水，然後以牽引機迴轉犂及水田整平器耕耘耙平，使本田呈水平狀態，隔天種植。行株距70×30公分，每行30株，共15行。肥料施用以每公頃施用氮素700公斤、磷酐200公斤及鉀素600公斤，均分於整地及前六個月內施完。芋苗成活後，芋田保持淺水 3 至 5 公分，以後隨植株生長水位漸次加深至10公分左右，後期田間保持濕潤狀態。生長期間雜草之控制，以種植後 1 至 3 天，每公頃均施 5 %丁基拉草粒劑30公斤，並保持 3 至 5 公分淺水 3 天，種植後一個月再以同量施用一次。生育期間於 3 個月及 5 個月各劏除子芋一次，並適時加以45%三苯醋錫可濕性粉劑防治福壽螺，每公頃每次施藥量0.6至1.2公斤，及噴施45%一品松乳劑防治捲葉蟲及蚜蟲，每公頃每次施藥量1.2至1.5公升，稀釋倍數1000倍。自1991年10月26日移植當天，之後於生長期間每隔21天，自田間逢機取出10株芋植株，至翌年 6 月15日收穫爲止，共調查12次，剪下各株之葉片，先利用葉面積測量儀（Model LI-3000，LI-COR Co., U.S.A.）測量各株之實際全株葉面積，並秤量各株之鮮葉重，然後再置於送風乾燥箱中以100°C烘乾 2 小時及80°C烘乾72小時，再秤量各株之乾葉重。所得之試驗資料將利用統計方法以建立葉重推測全株葉面積之估算式。

二、統計分析方法

以葉重估算葉面積的方法，所用以測試的公式有兩類，分別爲迴歸方程式（regression equation）及直接乘以一個常數之簡式。其一般式如下：

㈠迴歸方程式

$$TA = a + b \times LFW$$

$$TA = a + b \times LDW$$

式中 a 爲常數項（截距），b 爲迴歸係數估值（斜率），TA 爲全株葉面積，LFW 爲全株鮮葉重，LDW 爲全株乾葉重。

㈡直接乘以一個常數之簡式

$$TA = k \times LFW$$

$$TA = k \times LDW$$

式中 k 爲常數項，TA、LFW、LDW 之定義同前述。此式即相當於 TA 爲 LFW 或 LDW 之指數函數之指數項等於 1 的簡化公式。

以上各種估算式之配合滿意程度以 R^2（決定係數，coefficient of determination）及 CV（變異係數，coefficient of variation）表示。本研究之各項統計分析工作均依據 SAS（Statistical Analysis System）[12]套裝統計分析軟體，以 IBM 相容個人電腦建檔及運算。

結　果

一、芋全株葉面積與葉重之生長變化

自移植當天起至收穫結束，每隔21天（3週）逢機取樣10株，調查檳榔心芋各生長時期全株葉面積（TA）、鮮葉重（LFW）及乾葉重（LDW）的變化情形示如圖1。全株葉面積與鮮葉重之生長趨勢相當一致，於生長初期均呈平緩增加，至第85天起即快速以直線成長，於第169天達到最大值後逐漸緩慢減少；而乾葉重在第169天以前之生長趨勢與 TA，LFW 完全相同，至第169天以後雖有增加，但增加有限。

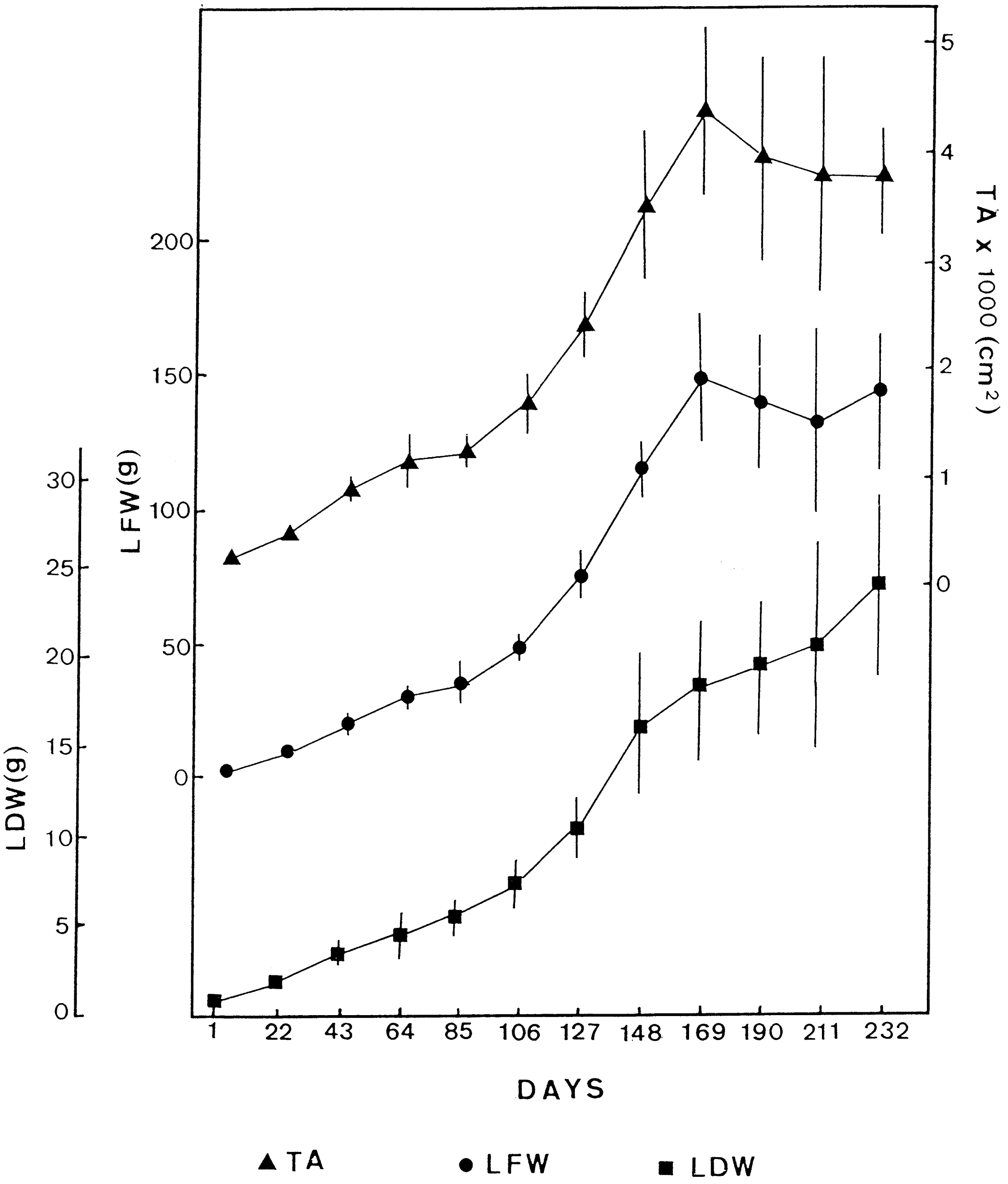


圖 1. 芋全株葉面積（TA）、葉鮮重（LFW）及葉乾重（LDW）之生長變化。

Fig. 1. Changes of total leaf area (TA), leaf fresh weight (LFW) and leaf dry weight (LDW) per plant during the growth periods of taro.

二、利用葉重推測全株葉面積的估算式

由全株葉面積與葉重在不同生長時期之相關分析結果（表 1）得知，自移植後當天到第211天之採收適期的全株葉面積與鮮葉重、乾葉重之間均存在有極顯著正相關關係，採收適期過後（第232天）因葉片凋萎，相關性降低，但仍呈顯著相關。此結果顯示，利用鮮葉重或乾葉重可推算水田檳榔心芋全生育時期的全株葉面積。因此進一步配合迴歸模式，求出全株葉面積在各生長期間與鮮葉重及乾葉重的函數關係。分析結果如表 1 所列，除了移植後第232天以外，各時期之全株葉面積都能以簡單迴歸模式配合良好，R^2 在0.74以上，移植後第232天配合迴歸模式結果 CV 值雖不高，但 R^2 僅 0.52(LFW)及 0.41(LDW)；各時期之迴歸係數估值除了移植後第232天以外，變異不大，LFW 模式約在22～36之間，LDW 模式則在170～245之間，但常數項則因取樣時期不同而差異頗大。倘不計較生長階段上之差異性，全生育期之 LFW 迴歸方程式之迴歸係數估值爲27.17，常數項爲142.9，LDW 模式之迴歸係數估值爲174.75，常數項爲274.75；由於移植後第232天之模式配合度較

表 1. 芋不同取樣時期下利用鮮葉重（LFW）及乾葉重（LDW）推測全株葉面積（TA）之迴歸方程式的估值

Table 1. Estimation of total plant leaf area (TA) parameters from the regression equations using leaf fresh weight (LFW) and leaf dry weight (LDW) of taro at the different sampling times

Days after transplanting	a	SE(a)	b	SE(b)	R^2	CV	r
	……… Based on TA=a+b×LFW ………						
1	27.61	7.88	22.29	4.64	0.74	8.47	0.86**
22	46.10	54.08	31.34	6.20	0.76	14.02	0.87**
43	43.81	36.68	35.66	1.84	0.98	3.19	0.99**
64	40.29	17.52	32.36	0.56	1.00	1.73	1.00**
85	106.39	80.39	29.00	2.27	0.95	3.99	0.98**
106	83.73	86.03	29.34	1.70	0.97	3.58	0.99**
127	233.03	184.82	27.25	2.43	0.94	3.99	0.97**
148	274.57	245.07	27.32	2.07	0.96	4.89	0.98**
169	200.74	673.10	27.74	4.45	0.83	8.52	0.91**
190	−1,190.14	817.15	36.47	5.79	0.83	11.50	0.91**
211	−466.82	570.43	31.53	4.17	0.88	12.33	0.94**
232	1,392.02	814.68	16.28	5.56	0.52	11.81	0.72*
Whole periods	142.97	42.63	27.17	0.45	0.97	13.14	0.98**
Whole periods (excluding 1 and 232)	137.14	41.61	27.84	0.45	0.98	10.93	0.99**
	……… Based on TA=a+b×LDW ………						
1	14.02	7.73	239.25	36.08	0.85	6.54	0.92**
22	103.18	44.61	180.10	36.81	0.75	14.36	0.87**
43	87.03	48.96	225.26	16.55	0.96	4.49	0.98**
64	14.56	34.47	244.76	8.09	0.99	3.32	1.00**
85	102.37	54.43	200.84	10.58	0.98	2.72	0.99**
106	87.14	90.15	205.58	12.52	0.97	3.76	0.99**
127	473.75	236.11	173.89	22.35	0.88	5.59	0.94**
148	532.87	324.67	179.87	19.57	0.91	6.88	0.96**
169	723.06	640.05	195.16	33.91	0.81	9.10	0.90**
190	−709.40	742.77	231.88	36.87	0.83	11.51	0.91**
211	−321.11	759.75	192.70	35.20	0.79	16.16	0.89**
232	1,811.65	830.46	78.41	33.17	0.41	13.04	0.64*
Whole periods	274.75	70.83	174.75	5.06	0.91	22.32	0.95**
Whole periods (excluding 1 and 232)	184.67	62.17	193.52	4.74	0.95	16.40	0.97**

*,** Correlation coefficient (r) is significant at 5% and 1% level, respectively.

差，再者基本上移植當天種芋之葉片太小，致葉乾重甚小（如表１所示僅0.2g）而不易測量準確，因此倘將該兩時期納入全生育期模式之配合度分析，將影響推算模式之預測準確度，故自移植後第３週起至第７個月止之生長期間的迴歸方程式可表示爲

$$TA = 137.14 + 27.84 \times LFW \qquad R^2 = 0.98$$

$$TA = 184.67 + 193.52 \times LDW \qquad R^2 = 0.95$$

由 R^2 值之比較，顯然全生育期之迴歸方程式在排除移植後當天及採收適期後（第232天）的資料後，模式配合度提高，尤其是以 LDW 推測 TA 的估算式。

水田檳榔心芋不同取樣期間 TA、LFW 及 LDW 之間的比例關係，示如表２。除了移植後當天及第232天之 TA/LFW 及 TA/LDW 之比例值變異較大以外，其它時期之比例值大致穩定；全生育期之平均 TA/LFW 及 TA/LDW 值，倘計入移植後當天及第232天之資料，TA/LFW 等於31.8，TA/LDW 則近於225.8，但因移植後當天及第232之資料較不易測量準確，對模式的配合度恐有不利之影響，因此如不計此兩時期之資料，則 TA/LFW 爲31.7，TA/LDW 爲225.2，因此直接利用葉重乘以一個常數來推算全生育期之水田檳榔心芋全株葉面積的推算公式，可簡單地寫成

$$TA = 32 \times LFW \qquad R^2 = 0.98$$

$$TA = 225 \times LDW \qquad R^2 = 0.95$$

由該簡式可求得 LDW 約爲 LFW 之0.14倍，該比例值除了移植後當天因芋葉片太小，葉乾重不易測量準確，以致 LDW/LFW 顯得較小，另外移植後第232天因葉片枯萎，LFW 變得較小，以致 LDW/LFW 變大以外，其它時期之差異不大，而無論計入或不計移植後當天及第232天之資料，LDW/LFW 均等於0.14(表２)。由此可見，檳榔心芋的葉片在未枯萎之正常生長下，鮮葉重與乾葉重之間可存在一定之比例關係，以本研究之品種於1991年秋作之栽培環境而言，該比例值約爲0.14。

表 2. 芋不同取樣期間之全株葉面積（TA）、鮮葉重（LFW）及乾葉重（LDW）間的比例關係

Table 2. Ratios of total leaf area (TA), leaf fresh weight (LFW) and leaf dry weight (LDW) per plant of taro at the different sampling times

Days after transplantiing	TA/LFW	TA/LDW	LDW/LFW
1	39.0±4.5	305.7±20.6	0.127±0.011
22	36.8±5.3	269.8±50.2	0.136±0.026
43	37.9±1.4	255.4±11.1	0.148±0.008
64	33.7±0.9	248.3± 8.0	0.136±0.006
85	32.0±1.3	221.1± 6.6	0.145±0.005
106	31.0±1.1	217.9± 9.1	0.142±0.003
127	30.3±1.2	219.4±13.9	0.138±0.005
148	29.7±1.5	212.9±15.4	0.140±0.007
169	29.1±2.6	234.2±22.3	0.124±0.010
190	27.9±3.3	196.0±23.0	0.142±0.005
211	28.0±3.5	177.3±26.9	0.158±0.011
232	25.9±3.5	152.1±25.4	0.171±0.009
Whole periods	31.8±4.0	225.8±39.5	0.142±0.012
Whole periods (excluding 1 and 232)	31.7±3.3	225.2±26.3	0.141±0.008

三、全株葉面積估算式之預測準確度

爲檢測以破壞性取樣法所建立之檳榔心芋全株葉面積估算式在不同期作的預測能力，本試驗並於1992年秋作（11月 5 日移植）以相同慣行法行水田栽培的芋作田間內，自移植後第 3 週起至第 7 個月止之生長期間，每隔 3 週各逢機取出 2 株芋植株，計10次，測量各植株的鮮葉重、乾葉重及實際之全株葉面積，以此共20株之逢機樣本的鮮葉重或乾葉重配合以上四種模式，探討預測葉面積與實際葉面積之間的差異，其結果示如表 3 。結果得知，含兩個介量之迴歸模式之預測準確度會較僅含一個介量之簡式爲高，利用迴歸方程式所預測的20株之總葉面積與實際測量者之間的差異，無論利用 LFW 或 LDW ，其誤差率（percentage of deviation）均在 1 %以下，而利用簡式預測20株之總葉面積的總誤差率在10%以下，兩種估算式的平均單株之誤差率（mean percentage of deviation）均在10%左右；而 LFW 模式之預測準確度略高於 LDW 模式。

繼之，爲比較破壞性取樣法與前作之非破壞性取樣法[1]所建立之檳榔心芋全株葉面積估算式之預測準確度，本試驗再於1993年春作（1993年 2 月 5 日移植）以相同慣行法行水田栽培的芋作田間內，取移植後第106天之20株的芋植株逢機樣本，測量各植株的鮮葉重、乾葉重及實際之全株葉面積，分別利用全生育期之上述四種模式及移植後第106天時所配合之迴歸方程式（表 1 ）和簡式（表 2 ），探討預測葉面積與實際葉面積之間的差異，其結果亦示如表 3 。由表中得知，利用全生育期所建立之模式來估算某一特定生長期之全株葉面積的誤差，並不一定就會比以當期之迴歸式或簡式所得者爲大，其準確度可在90%，此與前作之以第 3 、 4 葉之單葉面積推測全株葉面積的非破壞性法[1]比較，效果接近。

表 3. 由再取樣的20株芋植株樣本比較各種全株葉面積之估算式的準確度

Table 3. Comparison of accuracy of equations in estimating total leaf area of 20 plants of taro from further sampling

Model[z]	Total area measured (cm^2)	Total area predicted (cm^2)	Dev. (%)[y]	Mean dev. (cm^2)[x]	Mean dev. (%)[w]
Sample during the whole periods in the fall crop of 1992 (LDW/LFW=0.14±0.01)					
TA=137.14+ 27.84×LFW	48,688	48,537	0.31	177.0	6.32
TA=184.67+193.52×LDW	48,688	48,412	0.57	235.2	8.36
TA= 32×LFW	48,688	52,636	8.11	233.5	8.70
TA=225×LDW	48,688	51,993	6.79	285.0	11.34
Sample at 106 days after transplanting in the spring crop of 1993 (LDW/LFW=0.16±0.01)					
(i) Used the model established during the whole periods					
TA=137.14+ 27.84×LFW	49,997	44,445	11.10	277.6	11.61
TA=184.67+193.52×LDW	49,997	50,434	0.87	81.3	3.30
TA= 32×LFW	49,997	47,934	4.13	121.0	5.69
TA=225×LDW	49,997	54,344	8.70	229.9	8.35
(ii) Used the model established at 106 days after transplanting					
TA= 83.73+ 29.34×LFW	49,997	45,624	8.75	218.7	9.43
TA= 87.14+205.58×LDW	49,997	51,397	2.80	115.7	4.48
TA= 31×LFW	49,997	46,586	6.82	177.1	7.99
TA=218×LDW	49,997	52,702	5.41	170.2	6.35

z TA=total plant leaf area ; LFW=leaf fresh weight ; LDW=leaf dry weight.

y Percentage of deviation=
$|\text{total measured area} - \text{total predicted area}| \times 100/\text{total measured area}$.

x Mean deviation=
$(\sum_{i=1}^{n} |\text{measured area}_i - \text{predicted area}_i|)/n$.

w Mean percentage of deviation=
$(\sum_{i=1}^{n} |\text{measured area}_i - \text{predicted area}_i| \times 100/\text{measured area}_i)/n$.

由表3比較1992秋作及1993年春作配合全生育期之四種模式的結果得知，在秋作所發現之迴歸模式會較簡式之預測準確度爲高的現象，在春作時則未必盡然；而 LFW 模式之預測準確度也不一定會高於 LDW 模式；LDW 模式之預測效果不因期作不同而異。在春作時利用全生育期之 LDW 模式所預測的20株之總葉面積與實際測量者之間的差異，其迴歸模式之誤差率在1％以下，而利用簡式預測20株之總葉面積的總誤差率在10％以下，兩種估算式的平均單株之誤差率均在10％以下，此與秋作所獲結果相近；LFW 模式之預測效果則不同期作之間變異甚大，尤其是迴歸方程式，按此可能是因爲期作氣候條件上之差異，造成葉片含水量不同（此可由 LDW/LFW 在1991及1992秋作皆爲0.14，而1993春作爲0.16得知），使得 TA 與 LFW 之間的直線或比例關係多少有差異，換言之，利用鮮葉重來估算全株葉面積的方法，在操作上或許較乾葉重爲省時省工（免於乾燥之步驟），但不同品種或環境下之葉片含水量如有差異，恐怕會影響估算式之預測效果；而利用乾葉重來估算全株葉面積的方法，預測效果受期作不同之影響甚小。

討　論

綜合上述結果可知，利用葉重來推測全株葉面積的效果，乾葉重模式可同時適用於不同期作，即預測之準確度較爲穩定，無論迴歸方程式或直接乘以一個常數之簡式，其誤差率均在10％左右，即準確度可達90％，此與前作之以第3、4葉之單葉面積推測全株葉面積的方法比較[1]，效果接近，但單葉面積之估算模式僅能適用於某特定生長期間（移植後第106天），實用性有其限制條件。乾葉重之迴歸模式的預測準確度雖略高於簡式，但因含有兩個估算介量，使用上較不方便；因此，水田栽培檳榔心芋之全株葉面積估算公式，如以破壞性取樣法進行，在預測效率及使用簡單性之考量下，建議直接以乾葉重乘上225即可，此相當於每公克葉乾物質重約有225cm^2 之葉面積，與 Shin and Snyder [14]以其當地芋品種所得之估算介量223，差異甚小，僅每公克乾葉重之全株面積相差2cm^2，如以芋乾葉重在生長期間單株最大不會超過25公克來看（圖1），兩者間之差異最多不到50cm^2。至於以鮮葉重直接乘以32的估算式，在乾鮮葉重之比例等於0.14時所獲得的效果最好，而且在操作上或許較乾葉重爲省時省工，但一旦葉片含水量有異，用以預測全株葉面積的效果將大受影響。

引用文獻

1. 呂秀英、陳烈夫、呂椿棠、賴吉雄。1994。水田栽培檳榔心芋全株葉面積之估算。Ⅰ.非破壞性取樣法。中華農業研究 43：155—164。

2. 陳烈夫、呂椿棠、呂秀英、賴吉雄。1993。水田栽培檳榔心芋葉面積之簡易估算法。中華農業研究 42：162—172。

3. 蕭柊瓊、劉清。1987。玉米單葉面積與全株葉面積之簡易估算法。中華農業研究 36：276—282。

4. Aase, J. K. 1978. Relationship between leaf area and dry matter in winter wheat. Agron. J. 70：563—565.

5. Boote, K. J., J. W. Jones, and G. Hoogenboom. 1988. Research and management applications of the PNUTGRO crop growth model. Proc. Am. Peanut Res. Educ. Soc. 20：57.

6. Burstall, L. and P. M. Harris. 1983. The estimation of percentage light interception from leaf area index and percentage ground cover in potatoes. J. Agric. Sci. 100：241—244.

7. Daughtry, C. S. T. and S. E. Hollinger. 1984. Costs of measuring leaf area index of corn. Agron. J. 76：836—841.

8. de Wit, C. T. 1965. Photosynthesis of leaf canopies. Agric. Res. Rep. 663. Center for Agricultural Publications and Documentation (PUDOC), Wageningen, the Netherlands.

9. Lieth, J. H., J. P. Reynolds, and H. H. Rogers. 1986. Estimation of leaf area of soybeans grown under elevated carbon dioxide levels. Field Crops Res. 13：193—203.

10. Ma, L., F. P. Gardner, and A. Selamat. 1992. Estimation of leaf area from leaf and total mass measurements in peanut. Crop Sci. 32 : 467—471.

11. Palit, P. and M. E. Bloodworth. 1984. Measurement of leaf area per plant of white jute (*Corchorus Copsularis* L.) and tossa jute (*C. Olitorius* L.) using the average specific leaf weight value. Trop. Agric. (Trinidad) 61 : 59—62.

12. SAS Institute Inc. 1988. SAS User's Guide : Statistics. Cary, NC.

13. Sharratt, B. S. and D. G. Baker. 1986. Alfalfa leaf area as a function of dry matter. Crop Sci. 26 : 1040—1043.

14. Shih, S. F. and G. H. Snyder. 1984. Leaf area index and dry biomass of taro. Agron. J. 76 : 750—753.

Estimation of Total Plant Leaf Area in Wetland Taro 〔*Colocasia Esculenta* (L.) Schott〕 II. Destructive Sampling[1]

Hsiu-Ying Lu[2], Lit-Fu Chan[3], Chun-Tang Lu[2] and Chi-Hsiung Lai[3]

Summary

This study was made to develop an accurate, simple and rapid method for estimating total plant leaf area of wetland taro 〔*Colocasia esculenta* (L.) Schott〕 by using destructive sampling. The experiment was conducted in the fall crop of 1991 at Taiwan Agricultural Research Institute (TARI) . A total of 10 plants was randomly sampled at 21-day intervals starting at transplanting and ending at harvest. The total leaf area (TA) , leaf fresh weight (LFW) and leaf dry weight (LDW) of each plant were measured. Moreover, to test the predictive ability for models of total plant leaf area estimation in different crop seasons, random samples of 20 plants from the experiments in the fall crop of 1992 and spring crop of 1993 at TARI were also used. Results indicated that the leaf dry weight can be used to estimate the total plant leaf area in taro during the whole growth periods under different crop seasons, by a formula of 225×LDW. This is equivalent to 225cm^2 leaf area per gram of leaf dry biomass. The formula of 32×LFW were best fitted to estimate total plant leaf area only when the ratio of LDW to LFW was equal to 0.14. However, the precision of predictive models by using leaf fresh weight would vary with environmental variation under different crop seasons, because the ratio of LDW to LFW may change with water content of leaf.

Key words : Taro, Total plant leaf area, Leaf weight, Destructive sampling, Precision of predictive model.

---

1. Contribution No. 1730 from Taiwan Agricultrual Research Institute.
2. Respectively, Research Statistician and Assistant, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung Taiwan, ROC.
3. Respectively, Research Assistant and Agronomist, Office of Farm Management, TARI, Wufeng, Taichung Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）43(3)：302～307（1994）

山葵種原鑑定與農藝特性觀察[1]

胡敏夫[2]　賴永昌[3]　劉新裕[2]

摘要：本年度新蒐集二品系，與原來蒐集保存的共計5品種（系）。經種植觀察，發現從日本引進之79-I-1（信玄）品系與新選79-S-1 品系之地上部產量較高；單株平均根莖重量則以70-I-1 及本地種較高，但品種間各主要農藝性狀之比較，經變方分析之差異均不顯著。種原之鑑定結果如下，利用可溶性蛋白質之電泳分析結果，僅發現79-S-1 及本地種條帶不同，其他品種間難以分辨。利用過氧化酶鑑定時，則五個品種系間之條帶圖譜均有明顯差異存在。

關鍵詞：山葵、過氧化酶。

山葵（*Wasabia japonica* Matsum）為十字花科之多年生草本植物，喜陰濕環境，生育適溫為8～18℃，通常被栽培於高冷地之杉木下。全株均具有獨特風味，以香、辛、甘及黏等四種特性傲居所有香辛作物之上，非為人工替代物所能比擬。含芥子油類與糖類結合成配糖體，各種酵素及維生素等，有促進食慾、防腐及抗菌特性，並有解毒、發汗、利尿及清血等功用，常作為吃生魚片及甜不辣之佐料[1,8,9]，每年內外銷數量達60萬公斤以上[3]，為高經濟外銷作物之一，因之，被列為發展之重點作物。

本省山葵栽培歷史，經查考始於民國3年，由日人佐藤昌氏宮城縣引進至阿里山栽培，至今已數十年，當年引進所謂青山品種經多年栽培，由於環境變異之影響，而導致退化使產量及品質低劣[7]。本所鑑於此，乃於民國70年起著手種原蒐集及引種。先後選育臺農1號[2]與70-I-1 兩品種系供農民栽培，目前已大部份取代原品種。然為提高本省山葵品質及產量，有必要蒐集大量種原供作育種材料，繼續選育優良品種，以適合中低海拔地區栽培。

材料與方法

本試驗所採用之山葵品種為臺農1號、70-I-1（眞妻）、79-S-1、79-I-1（信玄）及本地種等五品種（系）為試驗材料，79年11月2日種植於海拔1,300m 之達邦原住民保留地，試驗採 RCBD 設計，試區 4m^2，行株距各30cm，3重複，種植後10～12個月期間取樣供種原鑑定。品種鑑定方法，以取剛展開生長之心葉，置於手提式冰箱內，於取樣後12小時內用膠體電泳進行分析[4,5,6,10]，以瞭解品種間之蛋白質與同功異構酶如過氧化酶之反應，所顯現條帶（band）之差異加以鑑定。植後18個月收穫調查品種（系）間之產量與農藝特性。調查項目分別為株型、株高、全株重、地上部重、主根莖直徑、主根莖長及重量與葉形、葉色等。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1731 號。
2. 本所農藝系助理研究員、研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。
3. 本所嘉義農業試驗分所助理。臺灣省　嘉義市。

一、樣品萃取：

㈠應用於可溶性蛋白質測定：

取 0.1g 山葵葉片置於含 0.05m M Tris-HCl、2 % SDS、0.6 %2-mercaptoethanol、4 M urea, pH=7.5，1.5ml 溶液之冰凍缽中研磨，研磨後再以15,000×g 離心20分鐘，上層液即可用於可溶性蛋白質之測定。

㈡應用於 peroxidase 活性測定：

取 0.1g 山葵葉片置於含 0.1 M acetate buffer pH=5，1.5ml 溶液之冰凍缽中研磨，研磨後再以15,000×g 離心20分鐘，上層液即可用於 peroxidase 測定。

二、電泳膠體之製備：

㈠Stock solution 之配製

1. A 液	Acrylamide	29.2 gm
	Bis	0.8 gm
	加水至100 ml	
2. B 液	Tris	90.8 gm
(Running	TEMED	1.8 ml
buffer)	Hcl (1M)	119.0 ml
	加水至500 ml	pH 8.8
3. C 液	Tris	6.0 gm
(Stacking	TEMED	0.4 ml
buffer)	先以40 ml 水溶解，再加 HCl (1M) 47 ml，將 pH 調至6.8後，加水至100 ml 量。	
4. D 液	Tris	30.3 gm
(Chamber	TEMED	142.6 gm
buffer)	加水至1,000 ml	pH 8.3；使用時以水稀釋 5 倍

5. APS 溶液 (ammonium persulfate，過硫酸銨 5 %)
50 mg 溶於 1 l 水中，使用前才配好，隔日不再用。

㈡膠凝體之配製

上層液 (Stacking buffer) 及下層液 (running buffer) 配製濃度分別爲 4 %及7.5%，其調配方式如下：

表 1. 蛋白質與過氧化酶膠體配製方式

Table 1. The preparation of protein and peroxidase gel used in this test

	Protein		Peroxidase	
	7.5%	4%	7.5%	4%
A solution	5.0	0.66	5.00	0.66
B solution	5.0	—	5.00	—
C solution	—	1.24	—	1.24
10% SDS	0.2	0.05	—	—
dist. H_2O	9.9	2.95	9.90	3.00
ABS solution	0.1	0.10	0.11	0.10

三、可溶性蛋白質與 Peroxidase 之電泳分析：

(一)可溶性蛋白質之電泳分析測定：

係以 Polyacrlamide 膠體電泳法分析，通電約 4 小時，前 1 小時電壓採80伏特，後 3 小時採160伏特，通電後，將膠體取出，浸於飽和之 amide black 溶液中，染色三十分鐘，而後取出以 7 %之醋酸溶液退染兩天，即可見到可溶性蛋白質之藍色帶。

amide black 飽和溶液之配法如下：

甲醇：醋酸：蒸餾水＝5：1：5，以此溶液將 amide black 溶至飽和。

(二)Peroxidase 之測定：

Peroxidase 測定，亦以 Polyacrylamide 膠體電泳法分析，通電時間爲 5 小時，前 1 小時電壓採80伏特，後 4 小時採160伏特，通電後，將膠體取出，浸於 O-Dianisidine 染色液中，染色四十分鐘，而後取出浸於蒸餾水中，即可見到 Peroxidase 之褐色帶。

染色液配法如下：

取 0.1g 之 O-Dianisidine 先溶於10ml 丙酮，再加入 4 滴 H_2O_2，最後加入醋酸緩衝溶液使成100ml 量，而醋酸緩衝溶液之配法爲：

CH_3COOH	1.05 gm
CH_3COOH Na	2.66 gm
用蒸餾水溶爲	1,000 ml 量。

結果與討論

一、品種（系）之特性觀察：

臺農 1 號，稍葉大略呈菱形，葉脈分明稍縐縮，全株淡綠色，生長快，分蘗力強，株型高大，適合高、中海拔地區栽培，對高溫較鈍感，根莖大小屬中型，多汁液及辛味強，葉柄稍具甜味，平均單株可收穫根莖數 3 條，葉柄基部低溫時會顯淺紫紅色。79-S-1 品系，農藝特性與臺農 1 號很相似，但葉柄基部帶紫紅色部份較深，尤於氣溫較低時，此色澤表現很明顯，因此在一般狀況下較難分辨。70-I-1 品系，係於民國70年由日本引進，原品種之地方名謂眞妻種，經本所多年馴化栽培選出。葉形呈心臟形，葉色濃綠，葉脈網路複雜縐縮，葉背經透光察看無白色光澤，株型較小，分蘗力較弱，葉柄呈淡紫紅色又粗硬，低溫時幼株之葉柄呈鮮明紫紅色，因之，一般農民稱爲紅梗種。可食用根莖數平均爲 1 條，根莖長且大，但汁液少又稍帶苦味，磨成山葵糊時顏色差，不如臺農 1 號鮮黃綠，爲本省目前主要鮮食根莖供售品種。

79-I-1 品系，於79年由日本引進，原名爲信玄，亦屬青莖品系，株型高大，全珠青綠，葉柄基部亦稍帶淡紫紅色，分蘗力強，葉面較光滑，根莖碩大，多汁液，梢部大形葉片呈橢圓形。至於本地種，其葉形呈心臟形，葉脈網路複雜且縐縮，與紅梗種不同點，則葉色較淡綠，葉背經透光察看有淺白蠟質光澤，葉柄基部亦帶淺紫紅色，分蘗力強，可收穫之根莖數爲 2 ～ 3 條，根莖大小同臺農 1 號，亦多汁液。

二、可溶性蛋白質與 Peroxidase 之電泳測定：

可溶性蛋白質之測定，由 Polyacrylamide 膠體電泳法分析，得到各品種對蛋白質之電泳圖譜發現，79-S-1 及本地種之條帶（band）稍有不同於其他品種外，其餘品種間並無明顯差異（未附）。但用 Peroxidase 測定結果，由圖 1 可知70-I-1 顯示 a、b、c、d、f、e、h、j、i 等 9 條完整條帶，其中除 e 條帶濃度較淡外，其餘條帶濃度皆極濃。臺農 1 號則缺少 a、g、i 條帶，且 e 條帶濃度較淡。79-S-1 則缺少 a、e、f、g、i 條帶，且 b、c、d 條帶濃度較淡。79-I-1 則缺少 g 條帶，本地種則缺 f、i 條帶，可知此 5 品種（系）確實屬以不同種原，可充作育種材料。

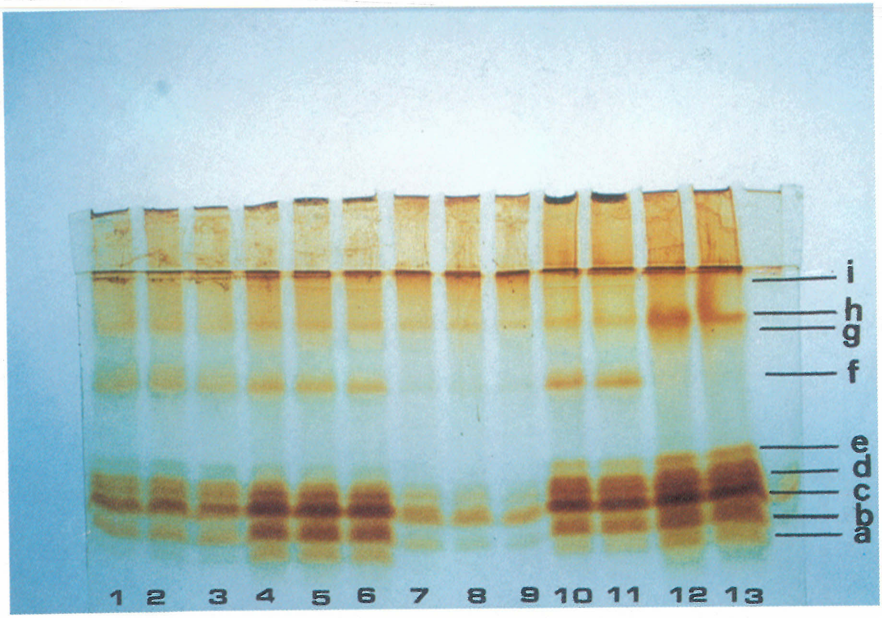
三、山葵品種（系）間收穫時之主要性狀表現：

山葵種植18個月後，收穫並調查地上及地下部之主要農藝性狀（表 2），發現79-I-1（信玄）與79-S-1 皆得到較高地上部重，而70-I-1(眞妻)及本地種之根莖重則稍高，平均單株根莖重各達67g與65g，故此兩品種（系）皆得到較高之收穫指數，但觀察本地種之根莖，黑心病似發生較嚴重。另比較主根莖之長度及直徑發現，70-I-1 之根莖根長度爲10.21cm，根莖直後爲2.25cm，即均較其他品種（系）長又大，故其平均單株根莖重量因而比其他品種（系）高。至於臺農 1 號未有良好表現，乃因種植時所採用的種苗較幼嫩所使然。惟上述品種（系）間各主要農藝性狀唯然稍有差異，但經變方分析均呈不顯著。

表 2. 山葵品種（系）間之農藝性狀表現

Table 2. Comparisons of agronomic charcteristics per plant among wasabi varieties in observation test.

Variety	Plant height	Fresh plant wt.	Wt. of above ground part.	Rhizome wt.	Length of main rhizome	Diameter of main rhizome
Tai. No.1	45.0	222	177	45	7.32	1.93
70-I-1	36.9	288	221	67	10.21	2.25
79-S-1	43.1	333	291	41	8.45	1.99
79-I-1	41.7	383	335	47	8.00	1.98
Loc. var.	38.9	280	215	65	7.35	2.03



1，2，3=Tainung No. 1，4，5，6=70-I-1，7，8，9=79-S-1
10，11=79-I-1，12，13=Local variety.

圖 1. 山葵五品種（系）利用過氧化酶之電泳鑑定圖譜

Fig. 1. Isozyme patterns of peroxidase by electrophoresis among five wasabi varieties.

誌　謝

本研究承蒙農委會81科技-2.2糧-45(3)與82科技-2.2糧-48(3)計畫補助，特此誌謝。

引用文獻

1. 邱年永。1973。藥用植物栽培法。大學圖書出版社印。94-97頁。
2. 胡敏夫、邱善美、羅朝村、劉新裕、杜金池。1991。山葵臺農 1 號之育成。中華農業研究 40(1)：13-27。
3. 連錦漳、李國忠。1990。臺灣山葵產銷之分析。臺灣農業 26(4)：7-12。
4. 陳福旗、蕭吉雄、張有明、李弘文。1990。甜瓜品種間同功異構酶變異性之研究 I. 四個甜瓜品種（PMR、西施、黃金、新玉）間 Peroxidase 及 Shikimate dehydrogenase 變異性及 F1 純度鑑定之利用。中華農業研究 39(3)：182-189。
5. 莊榮輝、蘇仲卿、1985。蛋白質膠體電泳檢定法。博士論文。國立臺灣大學農業化學研究所。69-85頁。
6. 曾義雄、陳信芬、陳慶三。1978。電泳分離技術（研討會論文集）國科會發行。69-85頁。
7. 足之昭三。1987。ワサビ栽培 秀潤社。13-165頁。
8. 横本國臣、上野良一。1981。山葵。農山漁村文化協會。1-149頁。
9. 屛之內勇造。1931。陸山葵之栽培方法。農業及園藝 6：1168-1170。
10. Reid M.B. V.B.Muriel and I.A.Thelda. 1966 plant Microtechnique Manual. University of California. Davis, California. pp.29-49。

Germplasm Identification and Characteristics Observation among Different Wasabi Varieties (*Wasabia japonica* Matsum)[1]

Min-Fu Hu[2], Yuing-Chang Lai[3] and Sin-Yie Liu[2]

Summary

Experiments were conducted with the aim to compare the agronomic characteristics of two new wasabi lines, i.e. 79-S-1 and 79-I-1，with three cultured varieties, i.e. Tainung NO. 1，70-I-1 and Local cultivar. Electrophoresis methods of soluble protein and peroxidase were used for varietal identification. Experimental data showed that the aboveground weight of the two tested lines was higher than that of three check varieties. However, no significant difference was found in rhizome yield per plant among them. Electrophoresis analysis indicated that peroxidase, rather than soluble protein, may be used as an indicator to verify difference among these wasabi lines／varieties.

Key words : Wasabi (*Wasabia Japonica* Matsum), Peroxidase.

1. Contribution No. 1731 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Assistant Agronomist, Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.
3. Assistant, Chiayi Agricultural Experiment Station, TARI, Chiayi, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）43(3)：308～319（1994）

繼代培養對康乃馨試管苗玻璃質化的影響[1]

古新梅　蔡新聲[2]

摘要：利用康乃馨組織培養所繁殖的枝條，探討繼代培養代數對試管苗玻璃質化的影響，結果發現在不同的洋菜、BA 及 NH_4^+／NO_3^- 等不同成分及濃度的培養基測試中，經四次繼代培養後之康乃馨試管苗，玻璃質化程度均較第一代之試管苗高出許多；不管第一代或第四代之康乃馨試管苗，均隨著洋菜濃度的減少、BA 濃度的增加及 NH_4^+／NO_3^- 比例的增加，而玻璃質化的程度有愈形嚴重之趨勢，因此選擇繼代培養代數較少之康乃馨枝條，進行組織培養之大量繁殖較為有利。

關鍵詞：康乃馨（香石竹）、組織培養、玻璃質化。

玻璃質化（vitrification，glassification，glassiness or hyperhydric transformation）是植物組織培養過程中試管苗極為常見的現象[6]，由於這些玻璃質化的試管苗移植土壤時存活率極低[8]，因此這種不正常的試管苗對組織培養的商業化，十分不利。

許多報告報導了組織培養玻璃質化形成原因，例如液態培養基[8]、無機養分如 NH_4^+ 的超適濃度（superoptimal concentrations）[26]、高濃度的 cytokinins[2,3,5]；低濃度的洋菜[6,10,27]、試管中高的相對濕度[29]及品種[4]等。

本文初期探討的方向以培養基組成分對康乃馨試管苗玻璃質化之影響[1]，結果發現除了培養基組成分外，繼代培養的代數亦扮演著重要的角色，本研究乃針對此一問題做進一步之探討。

材料和方法

一、材　料

本試驗所選用之材料，係採自田間康乃馨（*Dianthus caryophyllus* L. cv. Pinky）植株上之生長點及腋芽經接種於固體培養基中，每支試管含有 10ml 之培養基（表面積約 $20cm^2$），接種兩個腋芽或一個生長點，經數週培養成幼苗，並以每一個月間隔繼代培養一次以繁殖足夠之植株供為試驗材料，本研究取第一代及第四代的枝條作為試驗材料。

二、培養基成分及培養材料

接種康乃馨芽體培養基以 MS（Murashige & Skoog, 1962）[15]為基本配方，其中鐵鹽及有機成分均維持全量，其餘無機成分則改為半量，再添加 0.5ppm BA，3％蔗糖及0.9％洋菜（Difco agar），pH 調至5.7±0.1（簡稱 CN 培養基），以121°C、15 lb／in^2（1.05 kg／cm^2）之高溫高壓殺菌後，放冷備用。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1732 號。
2. 本所農藝系助理及研究員。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

培養基成分之測試則以上述 CN 培養基爲主，依試驗項目之不同而改變其組成分，其中洋菜試驗以0.6、0.9、1.2、1.5%之 Difco agar 及0.25% Gelrite 來比較其玻璃質化的情形；cytokinins 以 0、0.5、1、2、4 ppm 的 BA 來作比較；硝酸態氮與銨態氮之比例則以1：2、1：1、2：1、4：1、8：1及16：1的處理，來比較不同代數之枝條其玻璃質化的情形。試驗用培養容器爲 500ml 三角瓶，含100ml 培養基，其內接種四株康乃馨的幼苗。接種後置於25±1°C 之恆溫，以每日16小時照光（光強約 2,000lux）培養。

培養數週後，觀察各試驗枝條之玻璃質化情形。玻璃質化枝條之判別係以肉眼觀察，葉片呈水浸透明狀爲準，記錄各試驗之玻璃質化枝條。上述各試驗中每個處理含40個重覆，將觀察所得之數據取其平均值，並計算已玻璃質化枝條所佔比率及標準偏差，以 Sigma Plot 之電腦程式繪出圖形，比較處理間之差異；形成枝條則以 Duncan's multiple range test 測定處理間之差異。

結　果

一、不同代數之枝條培養在不同種類及濃度的 agar 培養基之結果

圖 1 顯示第一代的康乃馨枝條經30天培養，玻璃質化程度以0.25%gelrite 的處理60%最嚴重，其次爲0.6% agar 之17%，而0.9、1.2及1.5%agar 爲17%、8%及6%。圖 2 顯示第四代的康乃馨枝條經30天培養，玻璃質化程度以0.25% gelrite 的處理爲97%最嚴重，其次爲0.6% agar 之78%，而0.9、1.2及1.5% agar 爲66%、39%及38%。以上資料顯示隨著 agar濃度的增加，其玻璃質化的條枝比例逐漸減少，而且第四代康乃馨枝條之玻璃質化程度較第一代嚴重許多。表 1 係第一代的康乃馨枝條培養於不同 agar 培養基中，30天後形成許多枝條之結果，表 2 則係第四代的康乃馨枝條，培養於不同 agar 培養基中，30天後形成許多枝條之結果，顯示二種材料均隨 agar 濃度的提高而繁殖率遞減，兩者均顯示0.25%Gelrite 之培養基形成枝條數比 Difco agar 佳，但玻璃質化的程度也以 Gelrite 最嚴重。

表 1. 不同濃度及種類的洋菜對第一代康乃馨莖頂培養形成枝條的影響

Table 1. Effect of agar concentration on the carnation shoot production from first-generation shoot tips cultured in vitro

Basal medium* with agar (%)	No. of explants cultured	Average no. of adventitious shoots produced
0.6	40	10.9^{b}**
0.9	40	8.6^{c}
1.2	40	7.7^{c}
1.5	40	6.5^{c}
with gelrite		
0.25	40	14.7^{a}

* Basal medium：1/2 MS basic salts supplemented with 3%sucrose and 0.5 ppm BA, pH=5.7. Culture duration was 30 days. The percentage of vitrified shoots was shown in Fig. 1.

** Means followed by the same letter are not significantly different at 5% level using Duncan's multiple range test.

表 2. 不同濃度及種類的洋菜對第四代康乃馨莖頂培養形成枝條的影響

Table 2. Effect of agar concentration on the carnation shoot production from fourth-generation shoot tips cultured in vitro

Basal medium* with agar (%)	No. of explants cultured	Average no. of adventitious shoots produced
0.6	40	10.6[b]**
0.9	40	9.2[c]
1.2	40	9.1[c]
1.5	40	7.1[c]
with gelrite		
0.25	40	20.2[a]

* Basal medium : 1/2 MS basic salts supplemented with 3%sucrose and 0.5 ppm BA, pH=5.7. Culture duration was 30 days. The percentage of vitrified shoots was shown in Fig. 2.
** Same as Table 1.

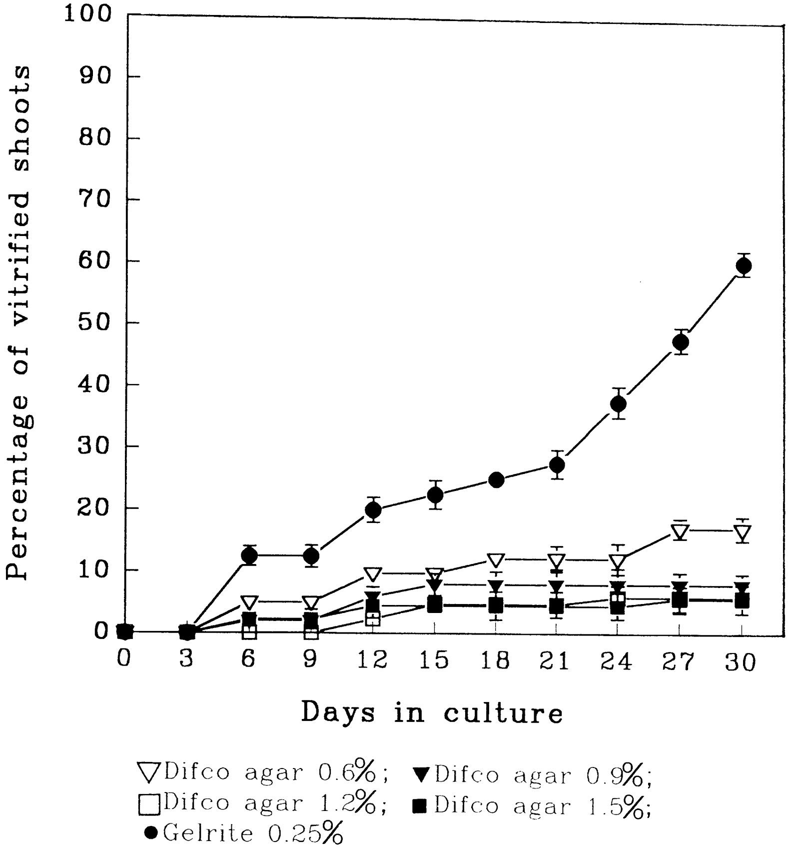


Fig. 1. Percentage of vitrified carnation shoots produced from first-generation shoot tips cultured in medium containing gelrite and agar of different concentrations.

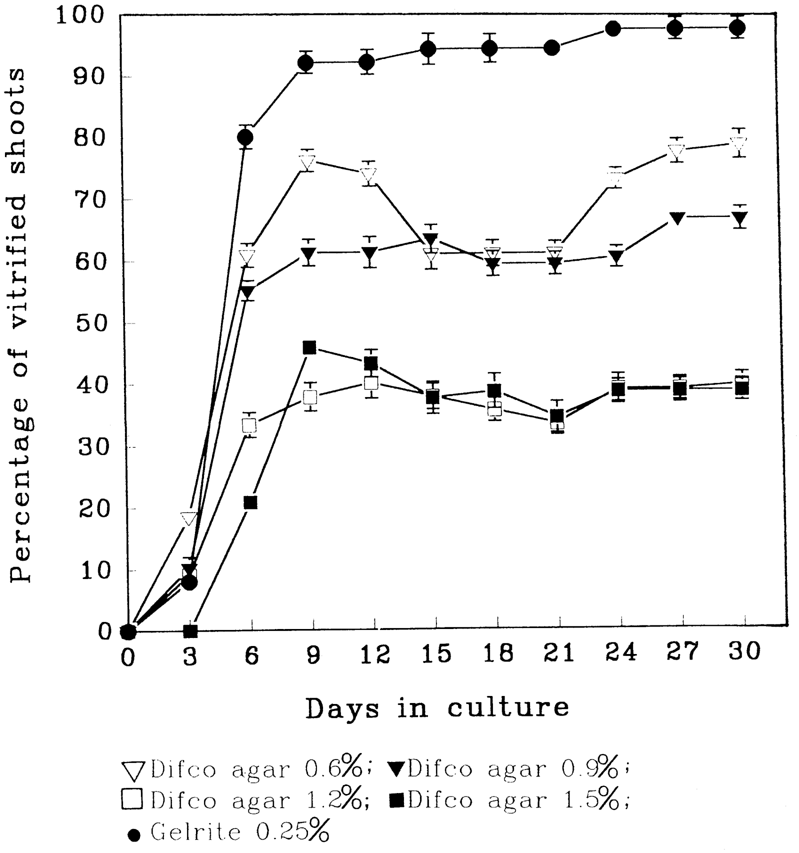


Fig. 2. Percentage of vitrified carnation shoots produced from fourth-generation shoot tips cultured in medium containing gelrite and agar of different concentrations.

二、不同代數之枝條培養在含不同 BA (6-benzylamino purine) 培養基之結果

在 BA 的試驗中發現第一代的康乃馨枝條培養至第30天時，4ppm BA 之玻璃質化枝條百分比爲17%、2ppm 爲14%、1ppm 爲 9 %、0.5ppm 爲 8 %，而不含BA 的培養基爲 6 % (圖 3) ；而第四代康乃馨枝條的玻璃質化百分比分別爲4ppm BA 之80%、2ppm 爲70%、1ppm 爲70%、0.5 ppm 爲66%，隨著 BA 濃度的減少，玻璃質化枝條的比例漸減，即使在不含 BA 的培養基玻璃質化亦高達55% (圖 4) ，顯示第四代康乃馨玻璃質化枝條比第一代高出許多。表 3 及表 4 分別爲第一代及第四代康乃馨枝條培養於不同濃度 BA 培養基中，30天後形成枝條之結果，顯示隨 BA 濃度增高枝條數漸增的趨勢，在低濃度的 BA 培養基 (<2ppm) ，第四代康乃馨枝條數較第一代稍高，但各處理枝條數差異並不十分明顯，而不含 BA 的培養基則差異明顯。

表 3. 不同濃度的 BA 對第一代康乃馨莖頂培養形成枝條的影響

Table 3. Effect of BA concentration on the carnation shoot production from first-generation shoot tips cultured in vitro

Basal medium* with agar (%)	No. of explants cultured	Average no. of adventitious shoots produced
0	40	7.0[b]**
0.5	40	8.6[ab]
1.1	40	8.9[ab]
2.0	40	9.2[ab]
4.0	40	10.2[a]

* Basal medium：1/2 MS basic salts supplemented with 3%sucrose and 0.9% agar, pH=5.7. Culture duration was 30 days. The percentage of vitrified shoots was shown in Fig. 3.
** Same as Table 1.

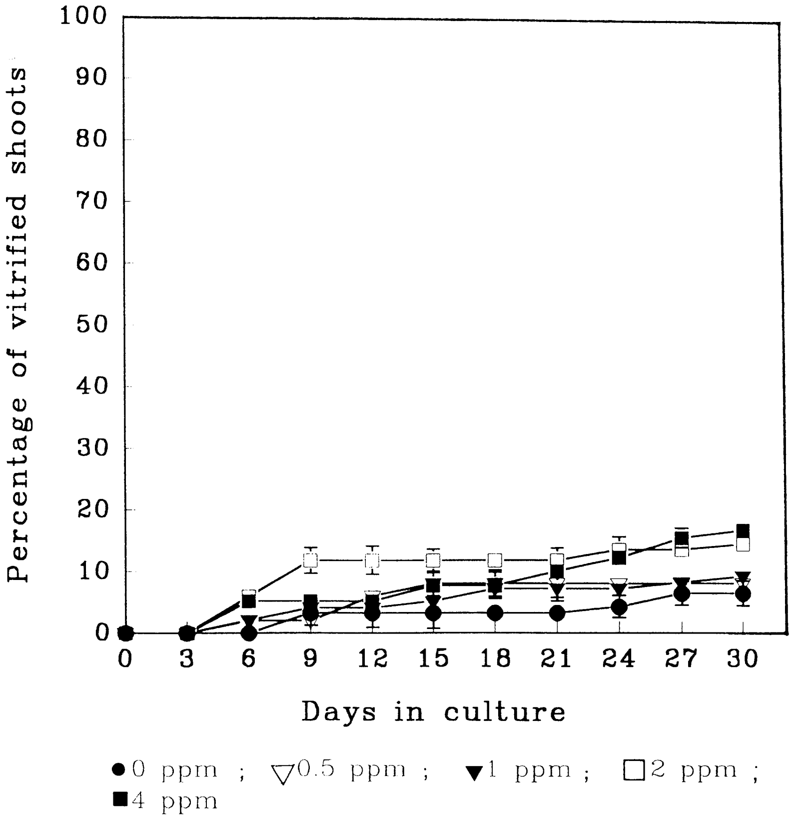


Fig. 3. Percentage of vitrified carnation shoots produced from first-generation shoot tips cultured in medium containing different BA concentrations.

表 4. 不同濃度的 BA 對第四代康乃馨莖頂培養形成枝條的影響

Table 4. Effect of BA concentration on the carnation shoot production from fourth-generation shoot tips cultured in vitro

Basal medium* with agar (%)	No. of explants cultured	Average no. of adventitious shoots produced
0	40	9.5[b]**
0.5	40	9.2[ab]
1.0	40	9.5[ab]
2.0	40	9.9[ab]
4.0	40	10.2[a]

* Basal medium : 1/2 MS basic salts supplemented with 3%sucrose and 0.9% agar, pH=5.7. Culture duration was 30 days. The percentage of vitrified shoots was shown in Fig. 4.

** Same as Table 1.

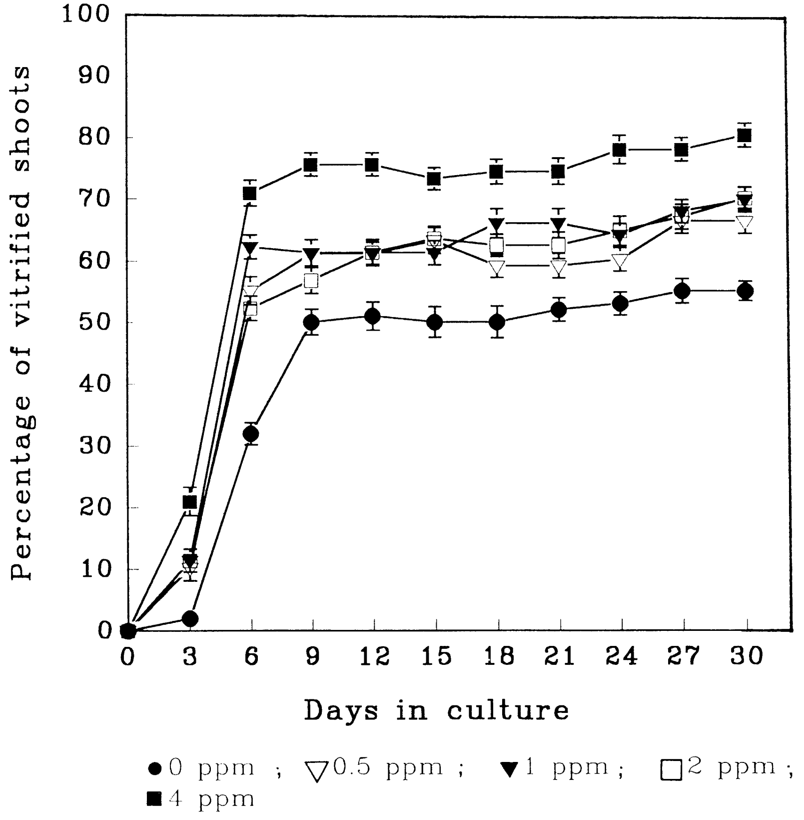


Fig. 4. Percentage of vitrified carnation shoots produced from fourth-generation shoot tips cultured in medium containing different BA concentrations.

三、不同代數之枝條培養在含不同比例的硝酸態氮：銨態氮培養基之結果

在 NO_3^-：NH_4^+ 的試驗中發現第一代的康乃馨枝條培養至第30天時，NO_3^-：NH_4^+=1：2之培養基玻璃質化枝條僅佔12%，其餘爲1：1（10%）、2：1（8%）、4：1（4%）、8：1（8%）及16：1（8%），玻璃質化情形均不甚嚴重（圖5）；第四代康乃馨枝條之玻璃質化結果爲1：2（33

%)、1：1 (36%)、2：1 (29%)、4：1 (5%)、8：1 (13%) 及16：1 (6%) (圖6)，顯示含有 NH_4^+ 離子較多時，其枝條玻璃質化情形較第一代的處理嚴重許多。表 5 及表 6 分別爲第一代及第四代的康乃馨枝條培養於不同比例的 NO_3^-：NH_4^+ 之培養基中，30天後形成枝條之結果，顯示 NO_3^-：NH_4^+ 比例過高不利於枝條形成，兩種材料均以 NO_3^-：NH_4^+=1：1~2：1間，最有利於康乃馨枝條培養之大量繁殖。

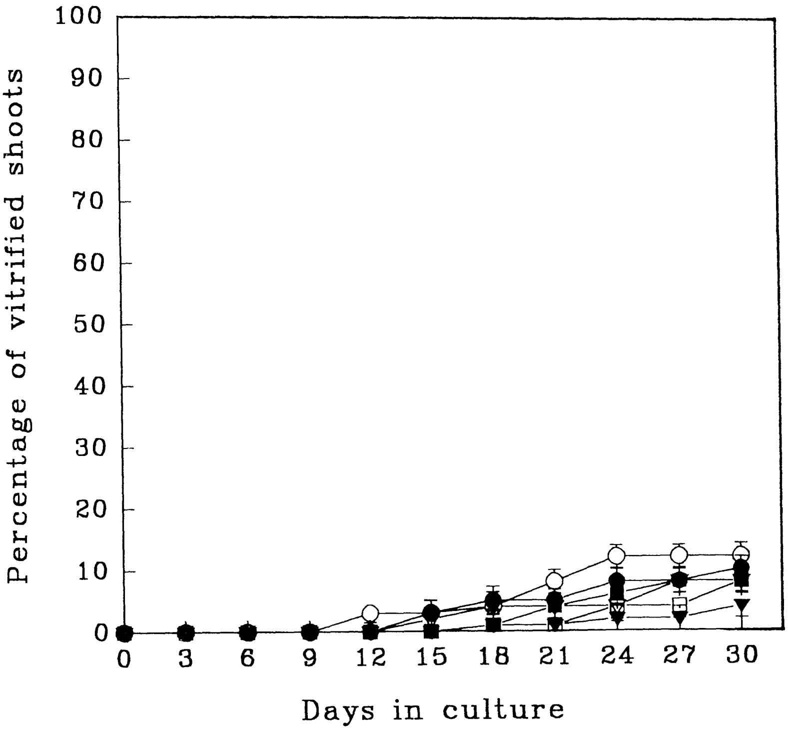


Fig. 5. Percentage of vitrified carnation shoots produced from first-generation shoot tips cultured in medium with different NO_3^- : NH_4^+ ratios.

表 5. 不同比例的 NO_3^-：NH_4^+ 對第一代康乃馨莖頂培養形成枝條的影響

Table 5. Effect of NO_3^- : NH_4^+ ratio on the carnation shoot production from first-generation shoot tips cultured in vitro

Basal medium* with NO_3^- : NH_4^+	No. of explants cultured	Average no. of adventitious shoots produced
1 : 2	25	7.0[a]**
1 : 1	25	8.5[a]
2 : 1	25	8.6[a]
4 : 1	25	8.0[a]
8 : 1	25	7.8[a]
16 : 1	25	7.1[a]

* Basal medium : 1/2 MS basic salts supplemented with 3%sucrose 0.9% agar, BA 0.5ppm pH=5.7. and cultured duration was 30 days. The percentage of vitrified shoots was shown in Fig. 5.

** Same as Table 1.

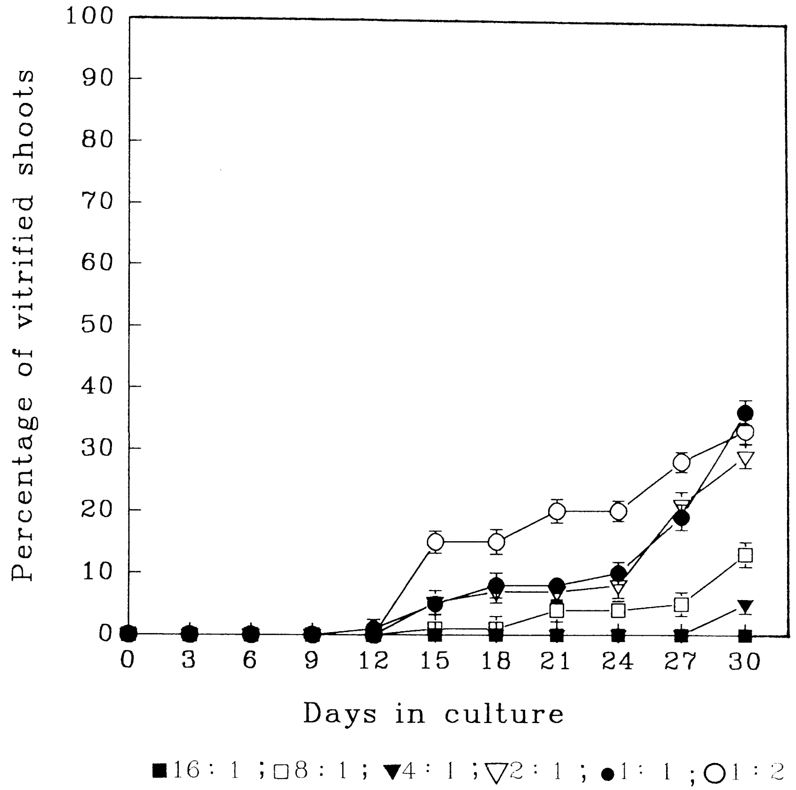


Fig. 6. Percentage of vitrified carnation shoots produced from fourth -generation shoot tips cultured in medium with different NO_3^- : NH_4^+ ratios.

表 6. 不同比例的 NO_3^- : NH_4^+ 對第四代康乃馨莖頂培養形成枝條的影響

Table 6. Effect of NO_3^- : NH_4^+ ratio on the carnation shoot production from fourth-generation shoot tips cultured in vitro

Basal medium* with NO_3^- : NH_4^+	No. of explants cultured	Average no. of adventitious shoots produced
1 : 2	40	4.6[c]**
1 : 1	40	8.2[a]
2 : 1	40	7.9[a]
4 : 1	40	6.0[b]
8 : 1	40	5.5[b]
16 : 1	40	4.9[c]

* Basal medium : 1/2 MS basic salts supplemented with 3%sucrose, 0.9% agar and 0.5ppm BA, pH = 5.7. Culture duration was 30 days. The percentage of vitrified shoots was shown in Fig. 6.
** Same as Table 1.

討　論

在過去十年中，所發表與瓶苗玻璃質化有關的報告至少八十篇以上，但是因為玻璃質化發生的原

因牽涉甚廣，所以其中能提出有效控制玻璃質化的報告十分稀少。一般而言，造成玻璃質化的原因可由兩方面來探討，一是由於水分不斷被動地擴散到組織中；此種情形可藉著改變繁殖體位置，避免其葉片直接與培養基接觸，或減少培養瓶中之相對濕度加以改善。二是因代謝混亂所引起，這方面較難找出解決方法，因爲造成代謝混亂的因子很多，且常因爲繁殖的植物種類而產生極大差異；而且與玻璃質化有關之因子如無機養分、cytokinins 的濃度、洋菜的濃度、繼代培養的代數及品種等，又常與周圍環境如溫度、光源及相對濕度有很大關係[17]。以下僅提出與玻璃質化較確切相關的因子：

一、凝膠物質 (Gelling agent)

以量的觀點而言，agar 濃度低，其基質潛勢較高，養分有效性亦高，故枝條繁殖率較高。但培植體易吸收 BA 或其他易誘導玻璃質化的因子，所以玻璃質化程度較嚴重。以質的觀點而言，含 BA 之液體培養基或是含 gelrite 之固體培養基，其玻璃質化程度較 Difco agar 之固體培養基爲嚴重，而以液體培養基造成的玻璃質化最爲嚴重，可能是因爲天然 agar 含某些水解產物，可干擾玻璃質化之發生。在玻璃質化發生前兩天，可觀察到液體培養基之 pH 快速升高至 6－7 間，也可能因爲液體培養基中之離子吸收較容易，造成 pH 變化較大[18]，因此玻璃質化較嚴重。

二、Cytokinins

cytokinins 濃度較高或因洋菜濃度較低，使 cytokinins 有效性提高，而促使玻璃質化發生比例提高，其中又以人工合成之 cytokinins 例如 BA 效果較顯著[19]。Leshem[11]發現在瓜類（*Cucumis melo*）的組織培養中，當其他可接受的誘因（如含低濃度洋菜的培養基、高相對濕度及高濃度的氨態氮）存在下，若無 cytokinin 的存在則無法誘導出玻璃質化，所以認爲cytokinin 可稱爲玻璃質化的「primary factor」。Phan[21]亦發現 BA 的濃度與玻璃質化的程度成正比，以早先關於玻璃質化之試管苗缺乏木質素之報告爲基礎，他假設玻璃質化的起因是由cytokinin 所造成細胞分裂之不平衡狀況，而導致分化的一種干擾過程，尤其是在大多數新細胞中，木質素的合成很難繼續下去。此種由 Phan 所假設「分化的干擾過程」亦可解釋 Ziv[28]最近的發現，玻璃質化之增加與 cellulose 之合成減少有關，進一步造成細胞壁之硬度減低，且使水的吸收增加、細胞崩解、產生無功能性保衛細胞和角質層之缺乏等現象。McLaughlin and Karnosky[14]亦發現培養基中 cytokinin 濃度之減少，使落葉松屬植物（*Caryx decidua*）的組織培養試管苗，玻璃質化的頻度自70%降至30%，但此過程會造成枝條繁殖率的減少。

三、無機鹽類

在無機養分對玻璃質化的影響中，將 MS 基本培養基中氮源（NO_3^- 及 NH_4^+）的濃度降爲原來的1／2或1／3，可使 *Salix babylonica* 及 *Prunus avium* 二者之玻璃質化的比率均降低[2,22]，Beauchesne 發現，利用含銨態氮較少之 Knop's 基本培養基，可得到大量木質化良好的幼苗[2]，相似的結果亦見於 Letouze 和 Daguin 之報告[10]，故有人認爲組織培養的繁殖體，若自培養基吸收過量的氮易使體內 C／N ratio 降低，而導致木質素及纖維素的合成缺乏，進而產生玻璃質化的症狀。一般而言，MS 較其他培養基易誘導玻璃質化的發生，經證實與其含較高的 NH_4^+有關。植物吸收較多之 NH_4^+致 C／N 比例降低，而造成 cellulose 及lignin 合成減少，細胞之壁壓降低，而水份之吸入過多，故發生玻璃質化的現象[25]。其他鹽類之反應，如將 MS 基礎培養基中之 $CaCl_2$ 除去，則會使 *Prunus cerasus* 之組織培養苗玻璃質化的程度提高；而 $MgSO_4$ 加倍則可使玻璃質化減低，且增加枝條繁殖率[16]。減少 K^+濃度，亦可使玻璃質化的發生率增高，且組織中氨基酸與還原糖因能量不足而堆積，致使蛋白質的合成減低，而使正常枝條的數目減少[20]。

本研究發現康乃馨組織培養試管苗玻璃質化雖因 agar、BA 及 NH_4^+／NO_3^- 之使用而不同，但代數間之差異則似乎影響更大。經四次繼代培養後之枝條，其玻璃質化程度明顯高於第一代者。Druart 即曾報導，在蘋果品種中，York 品種較 Vermont spur Delicious 品種不易玻璃質化；且在

蘋果組織培養中玻璃質化的發生現象，隨繼代培養的代數增加而提高；造成玻璃質化所需的繼代培養代數，則與 species，cultivar 及 clone 有關[7]。

一般而言，若玻璃質化的程度不嚴重，則可使用下列處理使其發生率降低，例如降低培養室溫度可使玻璃質化的發生降低[19]。若培養瓶置光源之上，使底層溫度較高，而上面有冷空氣流通造成溫度梯度，而使瓶內相對濕度升高，玻璃質化的發生率隨之增加；又使用大的培養容器，玻璃質化的發生率也較低[13]。使用較低濃度之 sucrose，或以 glucose 取代 sucrose，可促使葉綠體發展而降低玻璃質化的發生[13]，以 fructose 或 galactose 代替 sucrose，亦可達降低玻璃質化的效果[7]。於液體培養基中加入 glutathione-reduced，可減少玻璃質化的發生，並促進枝條的繁殖率[23]。某種 agar 水解產物 EM1 及 EM2，可抑制玻璃質化的發生[9]。將 polyethlyene、phloroglucinol 及 phloridizin 加入液體培養基，亦可降低玻璃質化的發生，但繁殖率亦隨之減少[24]。使用較高濃度的 agarose 以及 urgo pore tape 代替 parafilm，來封培養皿，可使 water potential 及相對濕度降低，而減低玻璃質化發生[13]。

一般認爲利用組織培養大量繁殖重要的花卉或園藝作物，每一培殖體所繁殖之試管苗數目，以不超過一萬株爲宜，此乃爲避免經多次繼代培養後，形成突變株之機率將大爲提高，且大量繁殖倍率亦將隨繼代培養次數之增加而降低之故；本研究發現除培養基中 agar、BA 濃度及 HN_4^+／NO_3^-比例，可影響康乃馨試管苗之玻璃質化外，同時也發現經四次繼代培養後，康乃馨試管苗之玻璃質化程度有愈形嚴重之趨勢；以每次繼代培養都可增加十倍之速度計算，經四次繼代培養後每一培殖體應可繁殖一萬株試管苗，與前人所言“每一培殖體大量繁殖數目以不超過一萬株爲宜”的原則不謀而合。

引用文獻

1. 古新梅、蔡新聲。1994。培養基組成分對康乃馨試管苗玻璃質化的影響。中華農業研究 43：51-62.
2. Beauchesne, G. 1981. Les milieux mineraux utilises en culture in vitro et leur incidence sur papparition de boutures d'aspect pathologique. C. R. Acad. Agric. Paris 67 : 1389-1397.
3. Bornman, C. H. and T. C. Vogelmann. 1984. Effect of rigidity of gel medium on benzyladenine induced adventitious bud formation and vitrification in vitro in *Picea abies*. Physiol. Plant. 61 : 505-512.
4. Cachita-Cosma, D. 1989. Carnation vitrification. Agricell Report 13 : 6.
5. Debergh, P. C. 1983. Effects of agar brand and concentration on the tissue culture medium. Physiol. Plant. 59 : 270-276.
6. Debergh, P. C., Y. Harbaoui, and R. Lemeur. 1981. Mass propagation of globe artichoke (*Cynara scolymus*) : Evaluation of different hypothesis of overcome vitrification with special reference to water potential. Physiol. Plant. 53 : 181-187.
7. Druart, P. H. 1987. Regulation of axillary branching in microprogation of woody fruit species. Acta Horti. 212 : 173-182.
8. Earle, E. D. and R. W. Langhans. 1975. Carnation propagation from shoot tips cultured in liquid medium. HortSci. 10 : 608-610.
9. Hdidfer, C. and Y. Desjardins. 1993. Prevention of shoot vitrification of strawberry micropropagated shoots proliferated on liquid medium by new antivitrifying agents. Can. J. Plant. Sci. 73 : 231-235.
10. Leshem, B. 1983. Growth of carnation meristems in vitro. Anatomical structure of abnormal plantlets and the effect of agar concentration in the medium on their formation. Ann. Bot. 52 : 413-415.
11. Leshem, B. 1988. Cytokinin : The primary inducer of vitrification. Agricell Report 10 : 46.
12. Letouze, R. and F. Daguin. 1983. Manifestation spontanee et aleto rie d'une croissance anormale en

culture in vitro. Recherchede marqueurs metaboliques, Rev. Can. Biol. Exp. 42 : 23-28.
13. Marc De Btock, Dirk De Brouwer and Paul Tenning. 1989. Transformation of *Brassica napus* and *Brassica oleracea* using *Agrobacterium tumefaciens* and expression of the bar and neo genes in the transgenic plants. Plant Physiol. 91 : 694 -701.
14. McLaughlin, J. and D. F. Karnosky. 1988. Cytokinin : The primary inducer of vitrification. Agricell Report 10 : 46.
15. Murashige, T. and F. Skoog. 1962. A revised medium for rapid growth and bioassays with tobacco tissue culture. Physiol. Plant. 15 : 473-497.
16. Orlikowska, T. 1987. Vitrification problem in the in vitro culture of fruit tree root stocks. Acta Horti. 212 : 241-243.
17. Paques, M. 1991. Vitrification and micropropagation : causes , remedies and prospects. Acta Horti. 289 : 283-290.
18. Paques, M. and ph. Boxus. 1987. A model to learn "vitrification" : apple M26. present results. Acta Horti. 212 : 193-210.
19. Paques, M., ph. Boxus and M. Dulos. 1987. Vitrification : an induceable and reversible phenomenon. Acta Horti. 212 : 253-258.
20. Pasqualetto, P.L., R. H. Zimmerman and I. Fordham. 1998. The influence of cation and gelling agent concentration on vitrification of apple cultivars in vitro. Plant Cell Tissue Organ Culture 14 : 31-40.
21. Phan, C. T. 1991. Vitrification : cause and prevention. Agricell Report 16 : 21.
22. Riffaud, J. L. and D. Cornu. 1981. Utilisation de la culture in vitro poru la multiplication de merisiers adultes (*Prunus avium* L.) selectionnes n foret. Agronomie 1 : 633-640.
23. Standardi, A. and M. Micheli. 1988. Control of vitrification in proliferating shoots of M26. Acta Horti. 227 : 425-427.
24. Short, K. C., J. Warburton and A. V. Roberts. 1987. In vitro hardening of cultured califlower and *Chrysanthemum* plantlets to humidity. Acta Horti. 212 : 329-334.
25. Vieitez, A. M., A. Ballester and E. Vieitez. 1987. Vitrification in chestnut shoots regenerated in vitro. Acta Horti. 212 : 231-234.
26. Vieitez, A. M., A. Ballester, M. C. San-Jose and E. Vieitez.1985. Anatomical and chemical studies of vitrified shoots of chestnut regenerated in vitro. Physiol. Plant. 65 : 177-184.
27. von Arnold, S. V. and T. Eriksson. 1984. Effect of concentration of agar on growth and anatomy of adventitious shoots of *Picea abies* (L.). Plant Cell Tissue Organ Culture 3 : 257-264.
28. Ziv, M. 1990. Transition of plants from in vitro cultures to establishment in vivo. Agricell Report 15 : 3.
29. Ziv, M., G. Meir, and A. H. Halevy. 1983. Factors influencing the production of hardened glaucous carnation plentlets in vitro. Plant Cell Tissue Organ Culture 2 : 55-65.

Influence of Subculture Generation on the Vitrification of Carnation Plantlets Culture *In Vitro*[1]

Hsin-Mei Ku and Hsin-Sheng Tsay[2]

Summary

Vitrification is a commonly observed phenomenon in tissue culture-derived carnation plantlets, which is detrimental to the successful transplanting of these plantlets to the field. The purpose of this study was to evaluate the combined effects of medium composition and subculture generation on the degree of vitrification in carnation plantlets derived from shoot -tip culture. It was found that the percentage of plantlet vitrification was significantly higher with reduced agar concentration or increased BA concentration or NO3－ : NH4＋ ratio in the medium. Similar results were obtained when shoot tips from both first and fourth generations were used for the experiments. Nevertheless, plantlets of the fourth generation showed severer vitrification than those of the first generation. It was concluded that using carnation shoot tips of less subculture generation, in combination with improved medium composition, were beneficial for preventing the plantlet vitrification.

Key words : *Dianthus caryophyllus* L., Tissue culture, Vitrification.

1. Contribution No. 1732 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Research Assistant and Senior Agronomist, Department of Agronomy, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）43(3)：320～329（1994）

椪柑隔年結果及藥劑疏果之研究[1]

黃阿賢　徐信次[2]

摘要：為改善椪柑隔年結果現象，在嘉義竹崎12年生及臺中東勢10年生之果園進行藥劑（NAA）疏果與隔年結果強度之研究，並評估其合理產量。疏果試驗分別以0、200、300、400及500ppm NAA 溶液於5月上旬，約盛花後50日，果徑約0.5至1cm之生理落果中期施用。採完全逢機之試驗設計，每重覆1株，5重覆，計25株。噴施 NAA 者，兩園均有極顯著的疏果效果，產量則相對減少。落果率隨 NAA 濃度之增加而增加，二者呈極顯著之正相關。施用 NAA 以疏果，可增加果重與大果之比率，但樹冠外圍取樣分析結果，果實之糖、酸含量在處理間未達顯著差異。單株產量分析，顯示隔年結果強度與前一年之產量、果實數及平均果重有極顯著或顯著之相關。三年間之二次隔年結果強度分別與前一年之果實數，經由迴歸分析推算單株結果數，1991年為648個，1992年為531個時，次年無隔年結果現象。而以三年間兩次之單株隔年結果強度與前一年之果實數，同時迴歸分析，隔年結果強度為0時之結果數為609。本研究結果顯示，由隔年結果強度與前一年結果數之迴歸分析，可用以推算一椪柑園單株之合理產量，做為疏果之依據，以減少隔年結果現象。

關鍵詞：椪柑、隔年結果、疏果、奈乙酸。

寬皮柑容易發生隔年結果現象，其原因多是生理因素或環境影響，導致開花及結果量不穩定[12,21]，且未能注意調整結果量而形成大、小年循環。無論原因為何，大年時進行疏果為調整此一問題最直接的措施。人工疏果之最大缺點為費工甚多，以藥劑疏果，則甚省工。疏果後，對果形之增大及果重之增加有顯著的效果，但對糖、酸度之影響並不一致，可提高糖酸比或無影響[3,8,9,11,23]，此應與疏果之程度及植株之生長狀況有關。柑橘幼樹全株疏果，可減少以後之隔年結果現象[5]。數種化學藥劑曾利用於柑橘的疏果，考慮藥劑之穩定性及對植株可能產生之傷害，以 NAA 或其衍生物較為實用[7,24]。溫州蜜柑以200至300ppm NAA 於生理落果期間施用，可達疏果目的[9,12,20]。NAA 鈉鹽400至800 ppm施用於椪柑具疏果的效果[11]。本省之初步結果，認為 NAA 溶液之濃度應大於350ppm，對椪柑與桶柑才具有疏果作用[4]。因此，NAA 在本省之疏果效用仍待進一步探討。

前人之研究，疏果的標準或合理產量之界定，多以葉／果比[3,12,15,16,19,20,22]、疏果率、與對照組比較之產量減少率或大果率[12,20,23]評估之。亦有學者認為椪柑人工疏果，其葉／果比維持在80至100間較合理[3]。故本研究探討椪柑隔年結果強度與產量組成因子間之相關性，並評估柑園單株之合理產量。

材料與方法

一、疏果試驗

1991年5月6日下午5時至6時於嘉義竹崎以200、300、400及500ppm NAA（Naphth-

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1733 號。
2. 本所嘉義農業試驗分所園藝系助理研究員及副研究員兼系主任。臺灣省　嘉義市。

aleneacetic acid，Sigma）溶液在生理落果中期進行疏果試驗。1993年5月8日下午3時30分至5時於台中東勢之椪柑園（約爲盛花後50日）進行第二次試驗，不含 NAA 者爲對照。此時果實橫徑以游標尺測量均介於5至10mm間。嘉義園與東勢園分別於1979與1983年定值（即試驗時分別爲12及10年生），且管理良好，樹形經例行之修剪均已定型。試驗爲完全逢機之設計，每重覆1株，5重覆，計25株。不同處理之相鄰植株噴施時均以塑膠布阻隔，且全株噴洒。噴施開始至結束，兩園之氣溫均介於26至28°C間，嘉義園之日照強度介於40至80joules／sec／m^2，東勢園介於50至200joules／sec／m^2（施用 NAA 時以 Minimum Data Set Recorder LI1200，Licor，連續觀測），兩園施藥後一週內均未下雨。

二、落果調查

嘉義園自4月18日起，每週一次，直到同年6月8日，每株調查樹冠四周2年生之枝條20枝，並予以標示，每次均計算所調查枝條之全部幼果數，每株所調查之幼果數，絕大部份介於300至400間。

東勢園自4月20日起調查幼果數，每株調查2年生枝條15枝，再於施藥當日、5月18日及7月2日調查之。方法與嘉義園同，每株所調查之幼果數絕大部份介於500至800間。

三、產量調查

果實於11月下旬至12月初採收，逐株調查個數及重量。東勢園只調查疏果當年者；嘉義園調查1991至1993年之結果量，其中1993年有5株因生長較差未列入記錄。嘉義園果實採收後並以滾筒式選別機按周徑分級。

四、果實品質分析

每株採取樹冠四周高約1.5公尺處之果實20個，分析品質。果實榨汁後，糖度以手提式屈折計測定，酸度以 NaOH 滴定後以枸櫞酸含量表示之。果高、果徑及皮厚以游標尺測量。

結果與討論

一、NAA的疏果效應

嘉義沙坑園之落果調查自1991年4月18日起，每週一次，直到同年6月8日，NAA 於5月6日傍晚施用。不論處理或對照植株，5月17日前爲落果期（圖1），經統計分析（資料未列出），藥劑施用前處理間之落果率均無差異。施用後與對照比較，各處理間均有顯著的疏果效果，NAA 濃度越高者，疏果效果越大（表1）。調查結果顯示（圖1），處理與對照組間落果時期均相同，其差異爲處理者施用 NAA 後落果率增加。

表1. 噴洒 NAA 溶液對椪柑疏果的影響（嘉義試驗園）[z]

Table 1. Influence of NAA spray on fruit thinning of 'Ponkan' in Chiayi orchard (1991) [z]

Yield components	Control	NAA (ppm)			
		200	300	400	500
No. fruit harvested	836.4 a	467.4 b	513.5 b	466.8 b	340.8 b
Fruit drop (%)[y]	45.4 c	74.6 b	78.8 ab	89.3 a	89.8 a
Yield (kg/tree)	162.7 a	110.5 ab	121.5 ab	105.1 b	87.6 b
Fruit wt (gm)	191.6 c	237.9 ab	231.4 ab	226.7 b	257.4 a
Larger fruit (%)[x]	48.5 b	74.7 a	80.1 a	73.0 a	89.5 a

[z] Avreage from 5 tree/treatment. Means separation by yield components, using Duncan's multiple range test, 5% level.
[y] Fraction of fruit drop was calculated between May 4 and Jun 1. NAA was applied on May 6.
[x] Larger fruit means a circumference more than 25 cm.

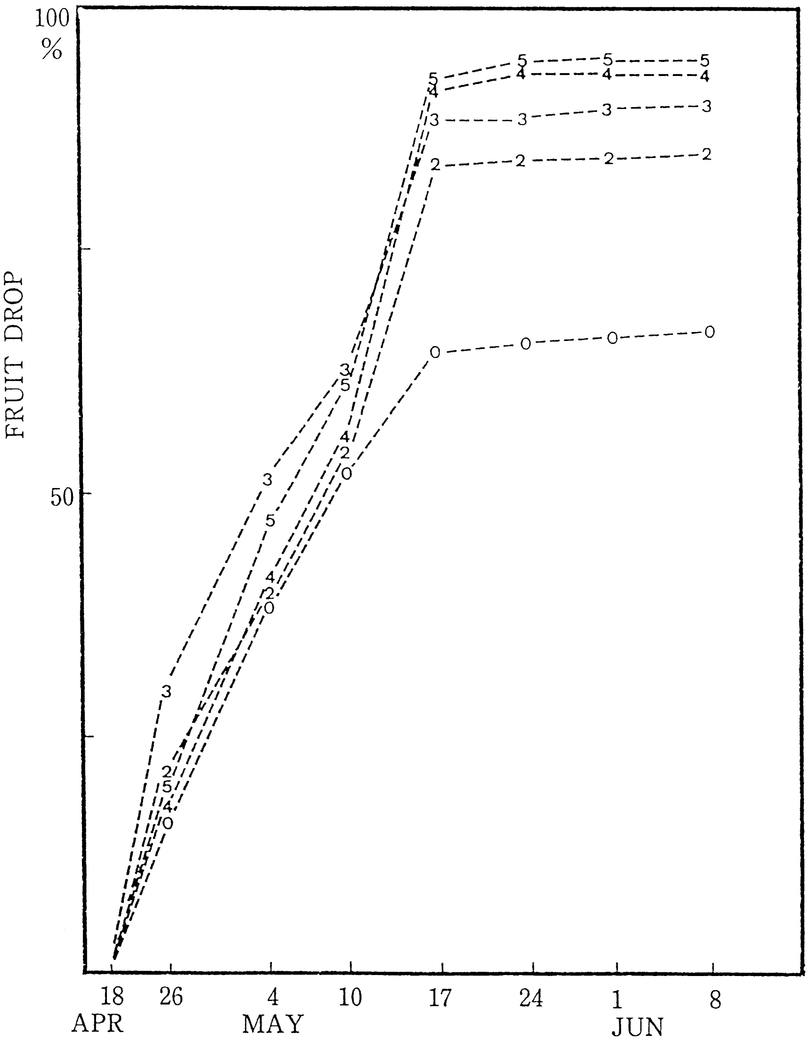


圖 1. 嘉義試驗園椪柑噴施 NAA 之累積落果率，虛線中之數字表示 NAA 之濃度 (x 100ppm) ，處理日期 5 月 6 日。

Fig. 1. Cumulative fraction of 'ponkan' fruit dropped after NAA spray in Chiayi orchard. NAA was applied on May 6. Numbers between the dot line represent concentrations (x 100 ppm) .

東勢試驗園於1993年 5 月10日施用 NAA 溶液。經二次幼果數調查，不論在 5 月18日或 7 月 2 日，施用 NAA 者與對照比較均有疏果的作用 (表2) 。經迴歸分析，嘉義與東勢園之疏果率與藥劑濃度均呈二次正相關 (圖2) 。1991年嘉義園至 5 月17日，絕大部份之幼果均已脫落 (圖1) ，而東勢園不同處理間平均尚有23.5%至41.6%之幼果於 5 月18日至 7 月 2 日間脫落。此與嘉義園位於中南部淺山平地，而東勢園座落於中部山坡地，後者同時期氣溫稍低，因而落果較慢[9]。雖然二園相同處理植株之落果率甚接近，但對照之落果率，東勢園爲62.1%，嘉義園45.4%，就處理與對照者比較之疏果效果而言，嘉義園較東勢園高。東勢園之幼果數、開花數亦較嘉義園高出甚多，同樣的調查方法，雖然前者每株調查之枝條較少，但果實數卻高出甚多 (見材料與方法) ，顯示兩園間植株當時之生理狀

況並不相同，此亦影響落果的程度。此外，此差異應與施用NAA 時嘉義園之日照強度較低10至120 joules／sec／m^2（見材料與方法）有關，因光線強度高者 NAA 的活性受到抑制[14]，且 NAA 之疏果作用均隨施藥後之氣溫、濕度之增加而顯著增加[9,14,18,25]。

表 2. 噴洒 NAA 溶液對椪柑疏果的影響（東勢試驗園）[z]

Table 2. Influence of NAA spray on fruit thinning of 'Ponkan' in Tong-Shin orchard (1993) [z]

Yield components	Control	NAA (ppm)			
		200	300	400	500
Fruit drop (%) A[y]	32.8 c	53.5 a	51.2 ab	46.9 b	45.7 b
B	62.1 c	77.0 b	81.3 ab	85.2 a	87.3 a
Yield (kg／tree)	88.2 a	69.2 abc	79.4 ab	67.0 bc	54.6 c
No. fruit harvested	405.0 a	316.4 abc	348.2 ab	279.4 bc	236.3 c
Fruit wt (gm)	219.9	219.1	227.9	241.3	230.9

[z] Avreage from 5 tree／treatment. Means separation by yield components, using Duncan's multiple range test, 5% level.

[y] A, calculated between May 10 (NAA spray) and May 18; B, calculated between May 10 and July 2.

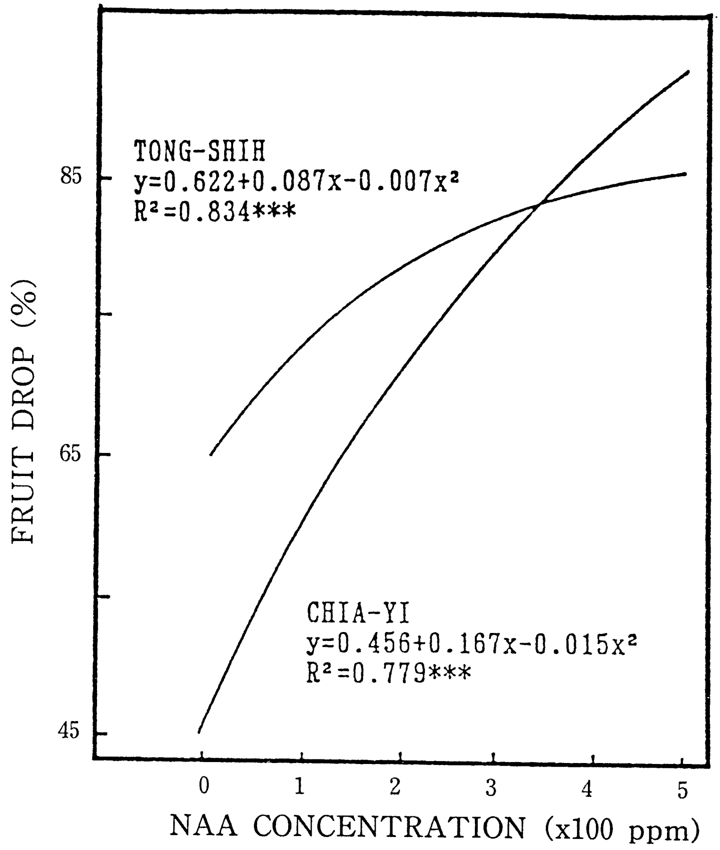


圖 2. NAA 濃度與嘉義及東勢椪柑園疏果率之迴歸分析。

Fig. 2. Regression analysis between concentrations of NAA and fraction of fruit drop in Chiayi and Tong-Shih 'Ponkan' orchard.

疏果率在不同濃度處理之差異分析在兩園間呈相同之情況，即200與300ppm間無顯著差異；300、400及500ppm間無顯著差異，但均較前者及對照組爲高（表1及表2）。前人研究結果認爲 NAA 用於疏果有一所謂之安全濃度範圍，即在此範圍內，疏果率不致有明顯差異[7,23]。

表1與表2之產量因子中，落果率及大果率與處理（NAA溶液）有較直接的關係，產量、平均果重及果實數，除受 NAA 施用濃度的影響外，還受樹冠大小及當年開花數量以及其他影響果實生長因素的影響。疏果率在不同處理間，由於濃度之不同可有較大之差距，但疏果前幼果多者，即使疏至相同的葉／果比，成熟時，其果重較幼果少者爲[16]。可見疏果率對果實大小之影響，有其限度。本研究結果，兩試驗園之對照與200、300ppm NAA 處理者比較，疏果率均有顯著差異，但二園之產量及東勢園之果實數、平均果重在這三處理間，均無顯著差異，應是受到上述因素的影響。故評估 NAA 濃度的效果，應以落果率及大果率爲主要的考慮因素。

本研究結果，在考慮落果率、大果率及果重等因素後，臺灣中南部地區，椪柑以 NAA 疏果之濃度，視當時之氣象及植株之生育狀況，以200至300ppm爲宜。此與日本溫州蜜柑之疏果濃度相當[12]，但比美國加州地區寬皮柑疏果之濃度略低[7]，而在氣候較濕熱之佛州，NAA 100至800ppm均有效果[23]。本研究結果顯示，NAA 僅在生理落期間增加落果率，且 NAA 在盛花期或盛花期後短暫期間內施用並無顯著效果[6]，所以使用 NAA 疏果，應在生理落果期間施用。此外，並考慮 NAA 施於葉面後 8 至12小時，吸收率最高量[18]及前述光線強度之影響[14]，一日中應以傍晚施用之效果較大。

二、NAA 疏果對椪柑果實品質的影響

由取樣分析，果實主要性狀，包括糖度、酸度、皮厚、果重、果高及橫徑等在各處理間並無顯著差異，但果重、果高及橫徑等項目，處理者均較對照植株爲大（表3）。其中全株採收之分析，果重在處理間達顯著之差異（表2）。柑橘類果實之重量與其它特性具相關性，果實大者果皮較厚，糖度、酸度較低，風味較淡[1,2]。本試驗結果，以 NAA 處理之植株其果實較大，然糖、酸含量與果實較小之對照比較並無差異，實際上而言，品質已獲得改善。由於果實品質調查係採自樹冠外圍每株20個，此等果實其發育較一致，故除果重外，表二所列之果實特性，其差異之顯著程度亦應不如全株調查者。本研究嘉義園之疏果效果（對照與處理之比較）較東勢園大，其果重之差異在不同處理間達顯著（表1），東勢園處理間之果重雖隨落果率之增加，而有增加的趨勢，但未達顯著程度（表2）顯示疏果程度對果重乃至果實其他特性之影響有其限度。柑橘適當疏果後，可增加果實體積及果重[3,8,20]，但對糖酸度，則無影響[3,11]或糖酸比略爲提高[19]，此應與植株之生育狀況及疏果之程度有關。

表 3. 施用 NAA 溶液對椪柑果實特性的影響（嘉義試驗園）[z]

Table 3. Influence of NAA spray on fruit characters of 'Ponkan' in Chiayi orchard (1991) [z]

Fruit character	Control	NAA (ppm)			
		200	300	400	500
Fruit wt (g)	232.2	262.0	241.3	248.5	241.3
Length (mm)	75.8	80.6	77.8	77.8	79.4
Diameter (mm)	81.3	85.2	82.9	83.8	83.3
Rind thickness (mm)	3.66	3.85	3.85	3.66	3.59
Sugar content (°Brix)	9.7	8.8	8.8	9.4	8.9
Acidity (%)	0.58	0.51	0.54	0.56	0.49

[z] 1: Fruit characters among treatments was not significantly different at 5% level by Duncan's multiple range test.
2: Twenty fruits of each tree were sampled from the outer skirt of the canopy in early December, 1991.

三、合理產量之推算

柑橘疏果可提高品質而得到較高收益[8]，並且避免隔年結果及因而導致之樹勢衰弱。因此，應先估算一合理的產量，做爲疏果標準。Hoblyn et al (1936) 首先提出隔年結果強度 (intensity of alternate bearing, ABI) 來說明隔年結果程度上的差異，隔年結果強度爲二年之產量差除以該二年之產量和。但前人研究，主要以疏果率、產量減少率、大果率或葉／果比[12,20,23]做爲疏果成效與產量評估的指標。

嘉義園1991年單株結果數最多者1,110個，重224.9公斤，其次988個，均爲對照植株，其餘多在300個至800個間，最少者106個，重24.3公斤；單株結果數平均及標準偏差爲509.1±237.5個，產量爲113.5±46.0公斤，單株間之差異除不同程度之 (NAA) 疏果外，亦應與前一年之產量多寡有關。1992年單株結果數最多者1,140個，重192.6公斤，最少者298個，重69.6公斤，單株結果數平均爲712.0±191.8個產量爲139.1±32.0公斤。該兩年之單株結果數見圖3。1993年單株結果數平均464.3±231.6個，產量爲102.8±43.7公斤。大多數試驗株在1991與1993爲小年，而1992爲大年。

經統計分析，嘉義園單株之隔年結果強度與前一年之產量組成因子，包括果重、產量、果實數等相關性分析均達 5 %至0.1%之顯著與極顯著水準 (表4) 。其中1992年之相關係數值及顯著程度均較1993年者高，此應與1991年以 NAA 進行不同程度的疏果有關。此外，1991至1993，三年間之隔年結果強度與各產量組成因子，包括果重、果實數、單株產量及單株果實數等相互間絕大部份具顯著之相關 (結果未列出) ，其中以果實數與隔年結果強度之相關性最高 (表4) 。這應是產量因子中果實數最不易受營養狀況、病蟲害、土壤含水量等管理因素及氣候變化的影響，以果實數來評估年間產量之變異應較可行。嘉義園三年間之二次隔年結果強度與前一年之果實數，經由迴歸分析 (圖3) 推算單株結果數1991年爲648個，1992年爲531個時，次年無隔年結果現象，其間約有20%的差距。而以三年間兩次之單株隔年結果強度與前一年之果實數，同時迴歸分析，隔年結果強度爲 0 時之結果數爲609個 (N=45，R^2=0.758，P=0.01%) 。顯示該園單株之「合理產量」數約爲600個。

表 4. 椪柑單株隔年結果強度與前一年產量因子之相關性 (嘉義試驗園)

Table 4. Correlation cofficients between alternate bearing intensity (ABI) of 'Pokan' and yield components of previous year in Chiayi orchard

ABI, year[z]	Fruit wt (g)	Yield (kg)	No. fruit
1992	0.618**	−0.879***	−0.951***
1993	0.542*	−0.688**	−0.701**

[z] ABI,1992= (No. fruit,1992−No. fruit,1991) ／ (No. fruit,1992+No. fruit,1991)
ABI,1993= (No. fruit,1993−No. fruit,1992) ／ (No. fruit,1993+No. fruit,1992)
*, **, *** Correlation cofficient(r)is significant at 5%, 1% and 0.1%, respectively.

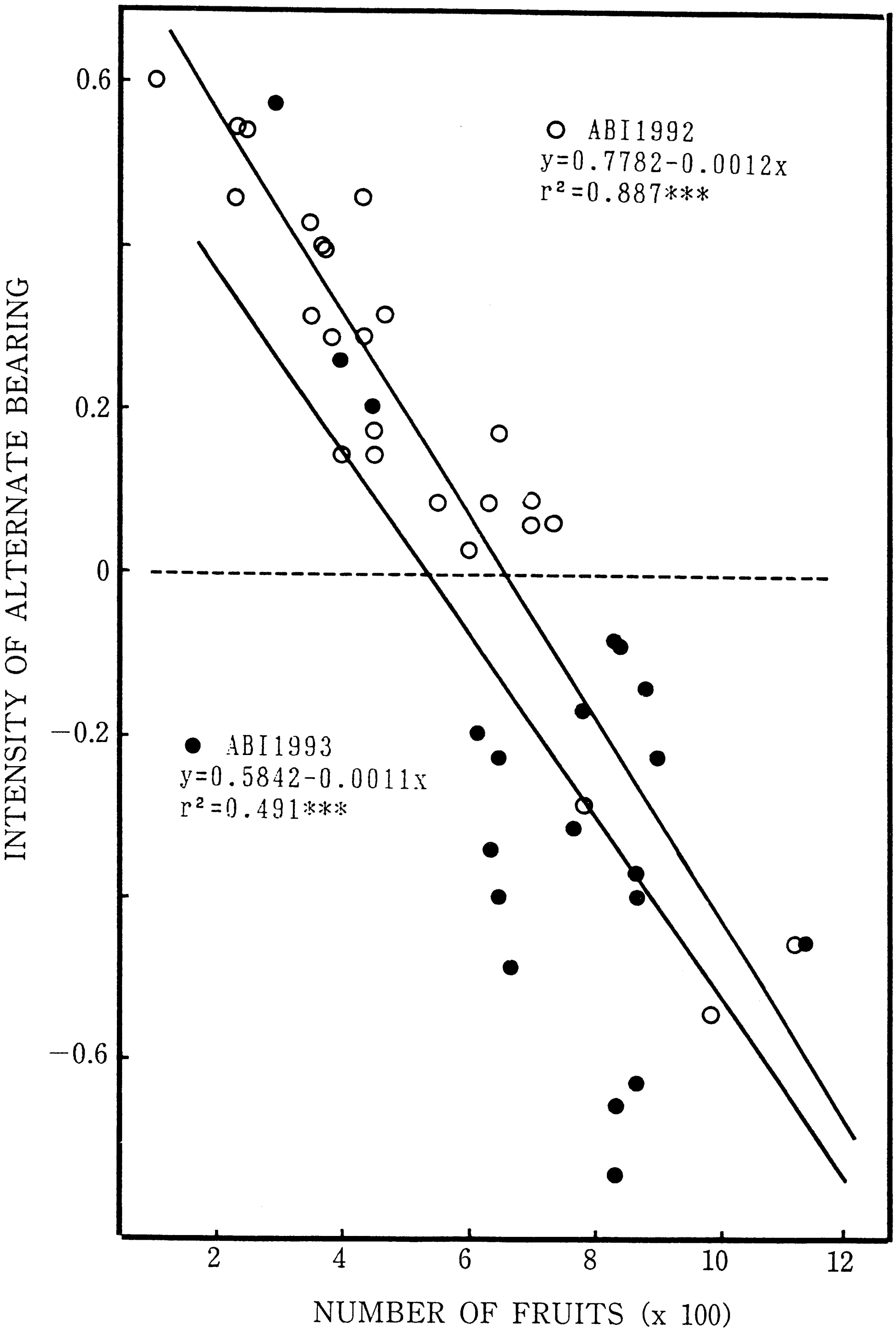


圖 3. 椪柑合理產量之推算—隔年結果強度與前一年結果數之迴歸分析。隔年結果強度，見表4。

Fig. 3. Calculation of optimum yield of 'Ponkan'-Regression analyssis between alternate bearing intensity (ABI) and number of fruit of the previous year. (○) , ABI1992 ; (●) , ABI1993 , see table 4.

按各年之「合理產量」(ABI＝0) 計算，1991年有 6 株應疏果，但其中有 3 株該年結果數大於648，次年結果數仍略增加，其該兩年結果數分別爲696，797；728，832；707，829。其餘植株該年之結果數均低於「合理產量」數。1992年25株中，21株應疏果，應疏果數平均爲241±140個，4 株結果數未達「合理產量」而不需疏果者，其中 3 株即爲1991年產量高於「合理產量」者。

異常落果，尤其是成熟前落果，可直接影響本推算方法之準確性。這亦是以葉／果比等爲標準所無法避免之誤差。此外，嘉義園植株樹冠雖已定型，但植株間之樹冠體積仍有若干差異，此爲這兩年「合理產量」計算值20％差距的直接因素。雖然以樹冠體積爲計算基準，應較以單株爲單位更合理，但本省椪柑普遍採用開心式整枝，在樹冠體積未能有準確的計算方法前，同一果園中選取具代表性之植株，即樹冠體積、植株發育較一致者，以植株爲單位，調查果實數，依本研究之方法，推算其合理結果量，應較容易而具實用性。人工疏果試驗結果，椪柑以80至100葉／果較合理[3]，這亦有20％的差距。果樹栽培上，因植株間之營養狀況，採收期早晚[13]，栽培密度、枝葉茂密程度[22]及修剪量之不同，均可影響單株產量。由於上述之植株本身、果園管理以及環境等因素，產量即易發生變動，而影響合理產量之界定。

本研究所建立之推算方法，是以個別果園爲單位，因此在同一果園中或管理一致的區域，上述影響單株產量之因素，應不需另行考慮。但在推算時須待株樹形穩定後，且植株生長正常之年份，但只須計算單株果實數與連續年間之隔年結果強度進行迴歸分析，甚爲簡易。葉／果比之標準，若僅在少數園中建立，其他果園引用時，可受上述影響植株產量之因素而變動，且疏果操作上，因估算葉片費工而不易準確。本研究之計算方法較葉／果比之標準，就一果園內而論，應較準確，若能配合這二種方法同時應用，應更能有效的估算產量，以減少隔年結果的現象。

誌　謝

本研究承行政院農委會補助經費（計畫編號：80農建－7.1－糧－109、81農建－12.2－糧－70、82科技－2.21－糧－44及83科技－2.29－糧－50），謹此誌謝。

引用文獻

1. 方祖達、范念慈、張國良。1976。台灣椪柑品質之調查 (一)中部產區椪柑品質之分析。中國園藝 22(1)：1－12。
2. 李學勇、林瓊玖、呂明雄、徐信次。1977。台灣柑橘之遺傳研究 (一)麻豆文旦果實特性之遺傳性變異。中國園藝 23(1)：1－14。
3. 林瓊玖。1972。椪柑疏果試驗。台灣省農試所六十年年報。144－145頁。
4. 劉邦基。1987。柑桔藥劑疏果試驗。農林廳所屬試驗研究機關75年度試驗研究報告摘要。57頁。台灣省政府農林廳編印。
5. EL-Zoftawi, B. M. and D. R. Thornton.1975. Effect of rootstocks and fruit stripping on alternate bearing of Valencia orange trees. J. Hort. Sci. 50：219－226.
6. Hield, H. Z., C. W. Coggins, C. F. Knapp and R. M. Burns.1966. Chimical fruit thinning on mandarin and Valencia orange. Calif. Citrograph 51：337－343.
7. Hield, H. Z. and R. H. Hilgeman.1969. Alternate bearing and chemical fruit thinning of certain citrus varieties. Proc. lst Int. Citrus Symp. Vol.3：1145－1153.
8. Hilgeman, R. H., L. True and J. A. Dunlap.1964. Effect of NAA spray and hand thinning on size of 'Kinnow' mandarin fruit in Arizona. Fla. State Hort. Soc.77：84－87.
9. Hirose K., M. Yamamoto and T. Ohata.1972. Studies on thinning of citrus fruit by applicattion of chemical. Bull. Hort. Res. Sta. B(2)：63－75.
10. Hoblyn, T. N., N. H. Grubb, A. C. Painter and B. L. Wates.1936. Studies in biennial bearing. Jour.

Pomol. and Hort. Sci.14 : 39—76. (cited from ref.6)

11. Iwahori, S., J. Oohata, T. Sakoda and Y. Tatsuda.1973. Thinning 'Ponkan' fruit (*Citrus reticulata*) with alpha-naphthaleneacetic acid. Bull. Faculty of Agri. Kagoshima Univ.23 : 133—140. (English summary)
12. Iwasaki, K., H. Hagimoto, Y. Noma and K. Nagasawa.1970. The Effect of TH-656 on fruit thinning in Satsuma orange I. Mode of action of TH-656. J. Japan Soc. Hort. Sci.39(1) : 32—36.
13. Jones, W. W., T. W. Embleton, M. L. Stcinacker and C. B. Cree.1970. Carbohydrates and fruiting of ' Valencia' orange trees. J. Amer. Soc. Hort. Sci.95(3) : 380—381.
14. Luckwill, L. C. and C. P. Lloyd-Jones.1962. The absorption, translocation and metabolism of 1-NAA applied to apple leaves. J. Hort. Sci.37 : 190—206.
15. Morioka, S.1987. Influences of fruit load and fruit thinning treatment on the fruit character, the shoot growth and flower bud formation in the following season in young satsuma mandarin trees. J. Japan soc. Hort. Sci.56(1) : 1—8.
16. Morioka, S. and S. Yahata.1989. Influence of fruit load just before fruit thinning on fruit size, yield and flower bud formation in Satsuma mandarin. J. Japan Soc. Hort. Sci.58(1) : 97—103.
17. Moss, G. I.1971. Effect of fruit on flowering in relation to biennial bearing in sweet orange. J. Hort. Sci. 46 : 177—184.
18. Noma, Y.1971. Mechanism of fruit abscission in satsuma orange as affected by NAA applications. I. Absorption and translocation of ^{14}C carboxyl-labelled 1-naphthylacetic acid in leaves, shoots and fruits of Satsuma orange. J. Japan Soc. Hort. Sci.40(4) : 1—6.
19. Noma, Y.1976. Studies on the fruit thinning by NAA application in eary Satsuma mandarin. Hort. Rep. Chiba Univ.24 : 1—72.
20. Noma, Y.1980. The mechanism of chemical in Satsuma V. Effect of 5-chloro-1H-3-Indazolacetic acid on fruit thinning of Satsuma mandarin. Tech. Bull. Fac. Hort. Chiba Univ.27 : 56—66.
21. Ogaki, C., K. Fujita and H. Ito.1963. Investigation on the cause and control of alternate bearing of Unshiu orange trees. Effect of fruiting in the previous season on the flower formation. J. Japan Soc. Hort. Sci.32(1) : 13—19.
22. Tachibana, S. and S. Nakai.1989. Relationship between crown density, yield and leaf area index in different planting densities in Wase satsuma mandarins. J. Japan Soc. Hort. Sci.58(1) : 91—96.
23. Wheaton, T. A. and I. Stewart.1973. Fruit thinning of tangerines with naphthaleneacteic acid. Florida State Hort. Soc.86 : 48—52.
24. Wilson, W. C.1983. The use of exogenous plant growth regulators on citrus. P.208—232. In : Plant growth regulating chemicals. Vol. I, CRC Press, Inc. Florida.
25. Yamamoto, M., K. Hirose and H. Daito.1972. Studies on thinning of citrus fruits by application of chemicals. IV. Effect of NAA on thinning of Satsuma mandarin fruits in relation to temperature and groves locality. Bull. Hort. Res. Sta, B(2) : 63—75.

Alternate Bearing and Chemical Thinning of 'Ponkan' Mandarin[1]

A-Shiang Hwang and Hsin-Tszu Hsu[2]

Summary

To adjust the alternate bearing of 'Ponkan' mandarin (*Citrus reticulata* Blanco), experiments were conducted in two commercial orchards located in Chia-yi and Tong-shih (planted in 1979 and 1983 respectively). Five single-tree replicates were sprayed with NAA at rate 0, 200, 300, 400 and 500 ppm in early May (50 days after full bloom), and fruit drop, yield and fruit quality were investigated. The fraction of fruit thinned was significantly correlated with the concentration of NAA. Fruit weight and the percentage of larger fruit increased in treated trees, but sugar and acid content of the fruit sampled from the outer skirt of canopy varied insigificantly for various treatments. The alternate bearing intensity (ABI) of successive years was correlated with the yield, fruit weight and number of fruit of the previous year. The yield to diminish alternate bearing (ABI=0) was calculated by regression analysis of ABI and the number of fruit of the previous year, which was 648 fruits for1991, 531 fruits for 1992 and 609 fruits for the three years. The result showed that optimum yield to alleviate alternate bearing may be estimated by this model.

Key words: Ponkan, Alternate bearing, Fruit thinning, Naphthaleneacetic acid (NAA).

---

1. Contribution No. 1733 from Taiwan Agricultural Research Institute.
2. Respectively, Assistant Horticulturist, Horticulturist and Head, Chiayi Agricultural Experiment Station, TARI, Chiayi, Taiwan, ROC.

中華農業研究 (Jour. Agric. Res. China) 43(3)：330～335 (1994)

著果部位對楊桃產量與品質之影響[1]

王　　武　　彰[2]

摘要：楊桃「臺農一號」經２年調查結果，著果部位可區分為５種，產量以成熟枝最高，平均達52.4公斤，新梢次之，為32.4公斤，主枝最低，僅達0.1公斤，顯示主枝結果最少。平均單果重，以側枝最高，達372.9公克，成熟枝次之，為365.6公克，主枝再次之為320.0公克，新梢僅為279.1公克，但差異不顯著。可溶性固形物含量，以成熟枝及新梢枝高均達7.6%，依次向主枝遞減；果長及歛厚仍以成熟枝為最高且厚。由試驗結果顯示楊桃之著果部位宜選擇在亞主枝至成熟枝之範圍為最佳。

關鍵詞：結果枝、產量、品質。

楊桃（*Vrerrhoa Carambola,* L）為臺灣經濟果樹之一，近年來由於品質逐漸改良及栽培技術改進，其生產漸趨穩定，品質也顯著提高[1,2,12]，據農林廳之統計全省栽培面積達2,408公頃[8]，產地分佈全省。世界上除馬來西亞略有栽培外，近年來澳洲、印尼、日本、琉球、以色列及美國加州已逐漸對楊桃產生種植之意願[13]。臺灣早年均以內銷為主，少部分外銷加拿大及香港，近年來經農政單位之努力，邁入正式外銷途徑，促使楊桃產業更具發展潛力。

楊桃花器形態品種間顯有不同[10]，大致可區分為短花柱型與長花柱型等兩種，本試驗所調查品種「臺農一號」為短花柱型[5]，此品種為鳳山熱帶園藝試驗分所歷經16年選育，專供鮮食用之高品質優良品種。

楊桃開花習性，據謝氏[9]調查楊桃之花序叢生情形以二林種為例，首先無論是老枝幹，成熟枝條甚至當年生新枝皆有開花能力，只是在順序上略有差異，一般是以老枝幹先開而後是一、二年的成熟枝條、最後是新梢，開花期從落葉至長新梢開始（４～５月）到12月左右，約有８個月之久，另外其花序著生部位，在新梢上可明顯看出是在葉腋的部位。但在老幹上則較不易看出，不過若由葉痕仍可確定其開花的部位是葉腋[7]，只不過是由於多次在同一部位開花結果，在果實採收後所遺留的主果梗之基部潛伏芽而形成潛伏芽群，如塊狀突起，因此老幹上的花穗並非抽自不定芽。謹描繪楊桃枝條種類與名稱以供參考（圖１）。

楊桃生產於早期一年僅一收，自產期調節後增至２～３收，紓解市場供需，而產期調節方法[3]，可分緯度不同及栽培技術等兩種方法實施，除注意植株營養條件，水分供給，結果數外，整枝修剪方法更是直接或間接影響花芽分化速率與著果位置。早期僅求產量穩定，目前更求品質提升與穩定產量以備市場需要及開拓外銷，故本試驗針對果實著生於何種部位，對產量及品質有何相對之重要影響進行研究探討，以期對楊桃生產的質與量皆有所幫助。

---

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1734 號。
2. 本所鳳山熱帶園藝試驗分所助理研究員。臺灣省　高雄縣　鳳山市。

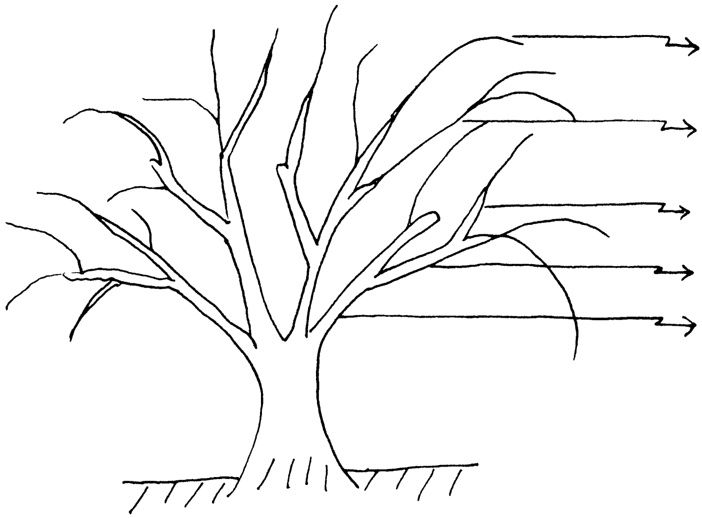


圖 1. 楊桃枝條種類分佈情形

Fig. 1. Distribution of carambola shoot types.

材料及方法

一、試驗田選置

楊桃早年栽培品種大都由實生變異而得，爲求產量穩定及品質提升，鳳山熱帶園藝試驗分所歷經16年研究選育出專供鮮食爲主楊桃新品種「臺農一號」。本試驗採用「臺農一號」品種爲調查材料。試驗地點除本分所外，另選定屏東縣鹽埔鄉及彰化縣溪州鄉各一處合計三區。每區於園中隨機選定 4 株。以單株爲調查對象，樹齡爲 5 ～ 6 年生植株，全年調節產期，栽培方法則按一般產區管理方式實施。試驗自1991年 7 月起至1993年 6 月止，爲期 2 年，處理依果實著果部位而將枝條區分爲主枝、亞主枝、側枝、成熟枝及新梢等 5 種（如圖 1）。果實生育達 9 分熟度依著果部位分別採收，進一步調查其產量及品質。

二、調查項目與方法

供試楊桃品種植株於 3 月左右最後一批果實採收後即刻加以施用有機質及化學肥料，並配合中耕，當植株營養吸收樹勢恢復正常時再實施整枝修剪，調節產期，促使花蕾著生分佈各部位上，待果徑達 5 公分時按一般方法實施疏果及套袋以防結果過量影響產期調節效益，防止果蠅爲害，降低成本，提升品質及經濟價值。

㈠產量調查：

楊桃果實生長達 9 分熟度時依著果部位不同分別採收調查產量，供試地區、年份不同，分別按處理調查果粒數，重量及單果重，再求總平均值。果實形狀每年分夏、冬兩季隨機取樣 5 粒果實，調查果長、果徑、歛厚、歛高，年度結束再求平均值，以區分比較其處理間之差異。

㈡品質分析：

楊桃果實成熟按處理採收後，於夏、冬採收時分別隨機取樣 5 粒果實分析，然後再求平均值，以求分析資料之可靠性，供試分析果實取回後將果肉縱切秤100公克，利用德製 Multi-

press MP32型果汁離心機榨汁，調查果汁含量，利用所得果汁測定 pH 值，糖度及有機酸含量，再取100公克測果肉乾物重及風味等。pH 值以手提式酸鹼度測定器（Suntex）測定。糖度以手持屈折計（ATAGO Brix 0～32%）測定。有機酸以果汁酸度計（ATAGO FS－2）測定。

結　果

一、著果部位對產量之影響：

果實成熟按枝條種類不同分別採收，經 2 年試驗，所得結果如表 1 。

表 1. 楊桃「臺農一號」不同著果部位單株產量調查表

Table 1. Comparison of fruit yields from different fruiting positions of "Tainung No. 1" Carambola

Fruit estting position	No. of fruits	Yield (kg)	Single fruit weight(g)
Main shoot	0.25 c[z]	0.08 c	320.0 a
Sub-main shoot	8.90 c	2.71 c	304.5 a
Side shoot	53.50 b	19.95 b	372.9 a
Ripening shoot	144.30 a	52.76 a	365.6 a
New shoot	116.00 a	32.38 b	279.1 a
合　計	323.0	107.9	334.1

[z] Number in the same column followed by the same letter are not Significantly different at the 5% level in Duncan's multiple range test.

本試驗歷經 2 年調查，以成熟枝爲最高，果粒數也很高；其次爲新梢與側枝，而以亞主枝與主枝最少。部位間著果所佔比例成熟枝較高達48.9%，新梢次之爲30.0%，側枝又次之爲18.5%，主枝最少僅爲0.01%。平均單果重處理間有差異，然經統計分析結果未達顯著差異。

二、著果部位對果實形狀之比較：

供試地區各處理間之果實，按採收時期不同，而於夏、冬兩季分別隨機取 5 粒果實調查各果粒之果長、果徑、歛厚、歛高。年度結束後求平均值，經 2 年調查所得結果如表 2 。

表 2. 楊桃著果部位對果實形狀調查表

Table 2. Comparison of fruit shapes from different fruiting positions of "Tainung No. 1" Carambola

Fruit setting position	Fruit length (cm)	Fruit dimeter (cm)	Fruit rib thickness (cm)	Fruit rib height (cm)
Main shoot	13.5 a[z]	9.9 a	2.4 a	3.6 a
Sub-main shoot	13.5 a	9.6 a	2.4 a	3.8 a
Side shoot	14.0 a	9.7 a	2.5 a	3.9 a
Ripening shoot	14.6 a	9.7 a	2.6 a	3.8 a
New shoot	13.9 a	9.3 a	2.5 a	3.7 a

[z] Number in the same column followed by the same letter are not Significantly different at the 5% level in Duncan's multiple range test.

楊桃果實形狀處理間雖微有變化，當中以側枝，成熟枝所結果實較其他部位所結果實爲大，然經

統計分析結果未達顯著差異。

三、著果部位對果實品質之影響：

楊桃植株枝條生長勢及土壤肥沃度對品質有影響外，日照強弱，溫度高低，雨量多寡及時期，人為採收果實之成熟度也會影響。試驗按標準成熟度加以採收，以求得部位間之差異一致，各地區各處理間果實分別於夏、冬果各取5粒果實加以分析，所得結果如表3。

表3. 楊桃著果部位對品質分析表

Table 3. Comparison of fruit quality from different fruiting positions of "Tainung No. 1" Carambola

Fruit setting position	Fruit color	Flesh color	pH value	Solube solid content (°Brix)	Organic acid (%)	Dry flesh weight (%/100g)	Juice content (cc/100g)	Flavor
Main shoot	Golden yellow	Light[x] yellow	3.8 a[z]	6.8 a	0.17 a	11.24 a	66.5 b	+ +[y]
Sub-main shoot	Golden yellow	Light yellow	3.7 a	7.1 a	0.16 a	11.26 a	73.5 ab	+++
Side shoot	Golden yellow	Light yellow	3.7 a	7.2 a	0.17 a	12.06 a	77.1 ab	+++
Ripening shoot	Golden yellow	Light yellow	3.7 a	7.6 a	0.17 a	12.07 a	75.6 ab	+++
New shoot	Golden yellow	Light yellow	3.8 a	7.6 a	0.17 a	12.14 a	81.2 a	+++

[z] Number in the same column followed by the same letter are not Significantly different at the 5% level in Duncan's multiple range test.
[y] Flavor was according to the taste. + : light flavor ++ : good flavor +++ : best flavor.
[x] Fruit and fruit flesh colors were determined by eyes.

採自5種不同部位之果實其果皮、果肉顏色於相同成熟度下皆無差異。果汁之 pH 值、可溶性固形物、有機酸與果肉乾物重均無顯著差異。果汁含量方面，只有著生在新梢顯著高於著生在主枝者，風味上主枝所採收果實較其他部位為淡，肉質也較粗。

討　論

楊桃植株開花結果習性早年任其自然生長與開花結果，因而產期集中，產量有限，價格低落。直至栽培技術改進後發現全株任何部位均可開花結果，且整枝修剪方法及時期直接、間接影響花蕾著生位置及數量[1,2]。以往產業經營上僅促使能開花結果而已，而忽略部位間是否對量與質有關。

本試驗針對鮮食用品種「臺農一號」，經2年調查結果，於經濟利益觀點而言；楊桃產量在著果部位間有顯著差異，於分佈上，經統計以成熟枝為高，達48.6%，新梢次之，為30.0%，側枝又次之為18.5%，亞主枝為2.5%，主枝最低僅佔0.1%。平均單果重以側枝及成熟枝為高，分別達372.9及365.6公克，新梢最小，僅為279.1公克。果實形狀主枝所著果實其果徑雖為大，然歛易彎曲不平直，歛厚比側枝至新梢薄0.1～0.2公分。楊桃果實經濟價格高低之評鑑需果實大，果形完整，，果歛平直而厚外，則品質之果肉纖維需細緻，糖酸比高，果汁多，風味佳。上述區分之5種枝條種類中可溶性固形物含量以成熟枝及新梢為高，各為7.6°Brix，依次向主枝遞減，含量相差0.8°Brix 之多。果汁含量以新梢為高，達81.2cc/100g，主枝最少，兩者相差14.7cc/100g。果肉乾物率主枝及亞主枝較低，餘皆達12.06～12.14%/100g 之間，經調查得知楊桃主枝部位所結果實其產量低，果形較不完整外，品質也較差，於經濟下非所需生產之部位。

總之楊桃之著果部位主枝因位於樹冠下，日照、通氣不良，萌蕾少，產量低，若有結果果歛不完整且爲薄，品質也差。新梢著於樹冠周緣，所著果粒雖糖度及果汁含量高，然單果重爲小，且夏季高溫、日照又強易產生日傷及風吹擺動造成果歛擦傷，降低商品價値。而側枝及成熟枝等 2 個部位由於枝條新陳代謝良好果實肥大，果歛平直豐滿，品質爲佳，由試驗所得結果顯示，楊桃之著果部位應選擇在亞主枝至成熟枝間，於國際競爭及內銷市場需求下提供產業經營上參考。

誌　謝

本研究承蒙行政院農業委員會補助經費（81農建－12.2－糧－55－ 7 及82科技－2.2－糧－61－ 7 ）謹此誌謝。

引用文獻

1. 王武彰。1978。本省優良楊桃品種與整枝修剪方法。臺灣農業　14(2)：71～73。
2. 王武彰。1982。楊桃不同剪定方法與品質影響。豐年　31(10)：33～34。
3. 王武彰。1985。如何調節楊桃之產期。臺中改良場特刊第一號　121～124頁。
4. 王武彰。1988。楊桃爲什麼開花不結果。農之光　9 ：92～93。
5. 王武彰。1991。楊桃「臺農一號」之育成。中華農業研究　40(4)：396～406。
6. 王武彰。1993。楊桃果園管理方法。農友月刊　44(3)：14～19。
7. 楊致福。1951。臺灣果樹誌。中央印製廠。
8. 農林廳。1992。臺灣農業年報。
9. 謝慶昌。1985。楊桃果實生長調查及採收後處理之研究。國立臺灣大學園藝研究所碩士論文。
10. 謝慶昌、林宗賢、王武彰、蔡平里。1985。楊桃花器形態與開花習性。中國園藝　31(3)：157～163。
11. 諶克終。1974。果樹整枝與剪定。國立編譯館。正中書局。
12. 小林章。1968。果樹の良品生產技術。誠文堂新興社　NDC624。
13. Pinus L. 1989。Bertanam Belimbing Penebar Swadaya Anggot IKAPI.

Effects of Fruit Setting Positions on Yield and Quality of Carambola[1]

Wu-Chang Wang[2]

Summary

Fruit setting positions in carambola could be from five shoot types. However, differences of fruit yield and quality between fruit setting positions were still unknown. Results derived from two years investigation showed that fruit yield per plant from Ripening shoot was highest with average of 52.4 Kg, followed by new shoot with average of 32.4Kg, and lowest in main shoot with average of 0.1Kg. In case of average single fruit weight, fruit derived from side shoot was highest with 372.9g, followed by Ripening shoot and main shoot with 365.6g and 320.0g respectively. The lowest fruit weight in new shoot was 279.1g. Total soluble solid contents of fruits from Ripening shott and new shoot were highest and reached to 7.6°Brix. Length of fruit and thickness of fruit rib from Ripening shoot were longest and thickest, respctively. Based on these records, then the best fruit setting positions ranged from sub-main shoot to Ripening shoot.

Key words : Fruit setting shoot, Yield, Quality.

1. Contribution No. 1734 from Taiwian Agricultural Research Institute.
2. Assistant Horticulturist, Fengshan Tropical Horticultural Experiment Station, TARI, Fengshan, Kaohsiung, Taiwan, ROC.

中華農業研究（Jour. Agric. Res. China）43(3)：336～343（1994）

香菇太空包之培養及其熱傳模式之研究[1]

賴建洲　梁連勝　周廷弘[2]

摘要：本研究旨在探討香菇太空包之最佳培養環境、菌絲生長之狀況，並推導太空包熱傳模式以提供出菇處理與子實體培養所需之環控策略。菌種在 11°C 以下時幾乎停止活動，在低相對濕度（60%）與不同日夜溫差之環境下來培養香菇太空包，可知以 30/25°C 之日夜溫為最佳，其菌絲生長速率為每日 0.4～0.5%cm，利用太空包熱傳模式，可預測太空包體各點之溫度，提供環控之依據，使香菇之栽培能達到強勢出菇，提高品質與產能。

關鍵詞：香菇、太空包、環控、熱傳。

香菇品種依其生長環境之溫度特性，可分為高溫、中溫、低溫三種品系。本省由於地處亞熱帶，故栽培品種以前兩者為主。栽培方式可分為段木栽培與木屑栽培二種(2)，後者俗稱太空包栽培。採段木栽培方式者每接種一次可採收三年，而採太空包栽培方式者每接種一次經三至四個月培養期後，每隔三至四個星期可採收一次，依菌包生長狀況一批菌包可採收四至八次。

目前臺灣香菇（乾菇）之年總產量約3,500公噸，其中段木栽培者720公噸，太空包栽培者2,775公噸。栽培地區主要分佈在宜蘭、新竹、臺中、彰化、南投五個縣，而以南投縣為首（2,041公噸，佔2/3強），因此本省香菇以太空包栽培為主（民國八十一年栽培包數為13,255萬包）(3)。

而太空包之生產流程依序為木削堆積、配料混合製包、殺菌、接種、養包、出菇、收穫、乾燥、選別及貯藏等作業。就現行太空包香菇栽培之作業方式而言，菌包之培養（養包）與出菇之處理大多在簡易設施內進行，較先進者裝配有噴霧機構及風扇來加濕與通風以避免太空包體發生脫水或過熱之現象。採簡易設施栽培之業者，遇天氣異常時，往往無法掌握香菇之生長情況，導致出菇率不良、不出菇，甚至太空包腐爛等現象。因此配合栽培需求來改良養包及出菇之設施環境，使環境之控制能夠機械化與自動化是必需且迫切的。在機械化、自動化之環控設施內，雖然可確保養包與出菇環境不受大氣影響，但成本之提高是必然的，因此採行立體栽培方式以增加單位面積產能有其必要。

自動化栽培之環控系統，其對環境因子之控制（溫度、濕度）是靠環控策略之設定而自動執行。因此針對菌包培養、出菇處理與子實體培養等三種不同培養階段之最適溫度與濕度也不同，依據前人研究可知香菇菌絲之最佳生長溫度為 25°C（如圖 1 (4)），相對濕度為70%(1)。子實體之產生則需環境低溫之刺激（約 15°C ），其日夜溫差最好在 10°C 以上(1)。另子實體傘徑及子實體高度生長速率與環境溫度間之關係則如（圖 2(5)）所示，溫度愈高者菌傘張開與子實體之生長速率愈快，而在子實體形成時所需之相對濕度最好維持在85%至95%。

1. 臺灣省農業試驗所　研究報告第 1735 號。
2. 本所農業工程系助理研究、研究員兼系主任、助理。臺灣省　臺中縣　霧峰鄉。

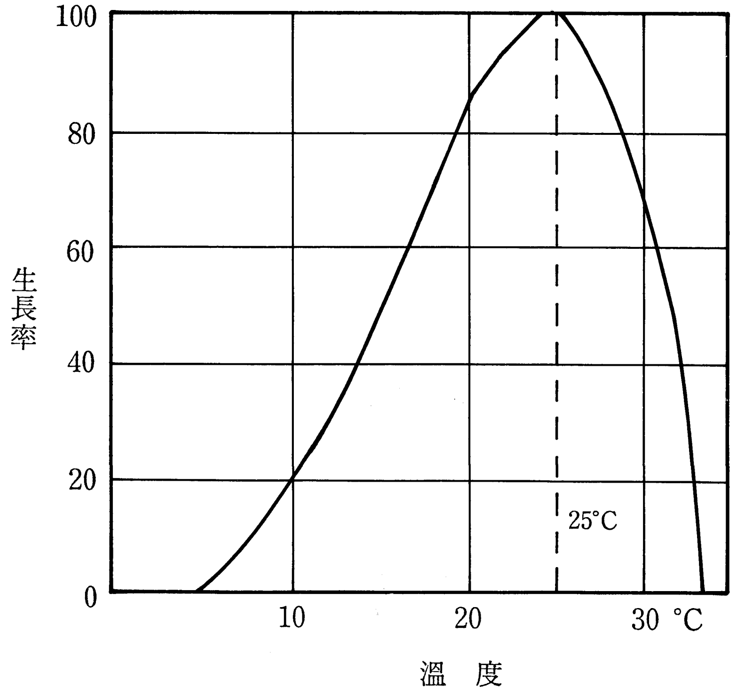


圖 1. 香菇菌絲的生長溫度

Fig. 1. Growth temperature of Shiitake

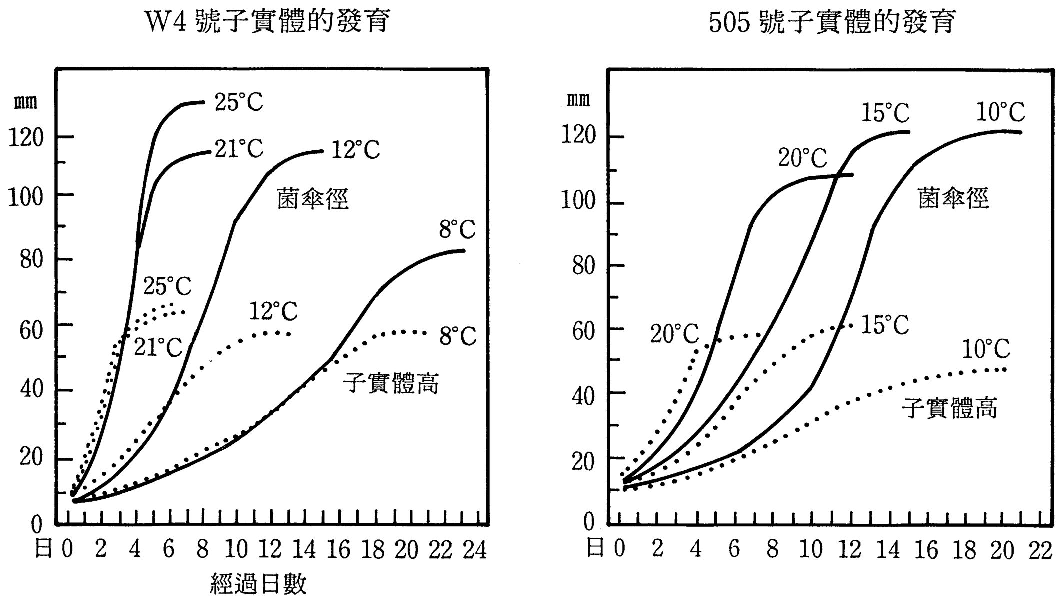


圖 2. 溫度對香菇菌傘與子實體高度之影響

Fig. 2. The influence of temperature on Shiit

材料與方法

一、試驗材料：

1. 本試驗之香菇菌種爲1927。
2. 以堆積置放三個月之木屑製成太空包一批以供試驗。

二、試驗設備：

1. 恆溫恆濕控制箱

本設備型號 K. SON-8608 MICRO CONTROLLER，具溫濕度顯示及控制設定面板，溫度適用範圍爲 0C～199.9°C，相對濕度適用範圍爲10%～99%，其使用乾濕球溫度來換算相對濕度。

2. 資料記錄器（Data Logger）

以 PT-100 爲乾濕球溫度感應器，並將之與澳洲生產的 MACRO DATA LOGGER 連接，以便感應記錄太空包體內之溫度及其外邊環境之乾濕球溫度。

3. 磅秤：以精度爲 1 公克之電子磅秤測量太空包重量於培養菌絲過程中之變化。

三、試驗方法：

1. 不同溫度對太空包菌絲生長速率及重量之影響。

由前人研究雖已知菌絲生長之最佳溫度爲 25°C，但若在整個菌絲培養過程保持恆溫不變，原基（外部突起）便不易形成，也就是菌絲生長旺盛但不出菇，必需給予冷熱刺激，方能提高原基形成率，故以20/15、25/20、30/25及30/15等四種日夜溫差之環境來培養菌絲。另外爲降低雜菌之感染，相對濕度控制在60%左右，同時在太空包中心與包外各置 PT—100 溫度感應器，且將其與 Data Logger 連線，每隔30分鐘自動記錄，並觀察記錄菌絲之生長狀況及太空包體重量之變化。

2. 太空包體溫度場（Temperature Field）之建立

由於太空包體爲由薄層塑膠布套裝木屑成圓柱形體，假設其爲一次維（One Dimensional）之穩態（Steady State）徑向熱流（Heat flow），且是一熱傳特性均勻（Homogenious）之介質，則可以傅立葉定理[6]定出熱流方程式

$$q=-kA\left(\frac{dt}{dr}\right)$$

or

$$q=-2\pi kRL\left(\frac{dt}{dr}\right) \quad \cdots\cdots(1)$$

q：爲熱流（W）

k：爲熱傳導係數（W/m°C）

A：爲柱體表面積（m^2）

L：爲柱體長度（m）

R：爲柱體半徑（m）

邊界條件爲 $t=t_1$ 當 $r=r_1$

$t=t_0$ 當 $r=r_0$

則可得式(1)解爲

$$q=2\pi kL\frac{(t_1-t_0)}{\ln(r_0/r_1)} \quad \cdots\cdots(2)$$

此爲太空包體熱傳方程式，由上可知其熱阻（Thermal resistance）

$$R_{th}=\frac{\ln(r_o/r_i)}{2\pi kL} \quad \cdots\cdots (3)$$

若將太空包體內之生物熱源也考慮在內，則可以卜易生方程式（Poisson equation）表示如式(4)

$$\nabla^2 t+Q/k=0 \quad \cdots\cdots (4)$$

t　爲溫度

k　爲熱傳導係數（W/m°C）

Q　爲生物熱源（W/m^3）

因假設爲一次維穩態熱傳，故可以柱體半徑 r 爲變數而導出式(5)

$$\nabla^2 t=\frac{1}{r}d\left(\frac{r\left(\frac{dt}{dr}\right)}{dr}\right)$$

$$\frac{d^2t}{dr^2}+\frac{1}{r}\left(\frac{dt}{dr}\right)=-\frac{Q}{k} \quad \cdots\cdots (5)$$

在式(5)中若其邊界條件爲已知，則此方程式是可解的，且可據以建立其溫度梯度（Temperature gradient），若將式(5)二邊各乘以 r ，則可得(6)式

$$r\frac{d^2t}{dr^2}+\frac{dt}{dr}=-\frac{Qr}{k} \quad \cdots\cdots (6)$$

$$r\frac{d^2t}{dr^2}+\frac{dt}{dr}=-\frac{d\ (rdt/dr)}{dr}$$

積分式(6)可得式(7)

$$r\frac{dt}{dr}=-\frac{Qr^2}{2k}+C_1 \quad \cdots\cdots (7)$$

積分式(7)可得式(8)

$$t=-\frac{Qr^2}{4k}+C_1\ln r+C_2 \quad \cdots\cdots (8)$$

假設熱導係數 k 爲木屑、塑膠布之串連熱導係數，經由測量圓柱體內外溫度，可得邊界條件如下

外部溫度爲 t_o

外環半徑爲 $r_o=R$

中心溫度爲 t_c

內環半徑爲 $r_i=0$

另外，由於在柱體中心之溫度方程式必需是連續的，因此可得另一邊界條件

$dt/dr=0$　　當 $r=0$

代入式(7)可得

$c_1=0$

將 $c_1=0$ 與 $r=R$ 值代入(8)式可得

$$c_2=t_o+\frac{Qr^2}{4k}$$

，將 c_1 與 c_2 代入(8)式可得(9)式，

$$t=t_o+\frac{Q\ (R^2-r^2)}{4k} \quad \cdots\cdots (9)$$

此式即為太空包溫度場（Temperature Field）之表示式。利用此方程式可計算太空包體內任一點之溫度，而其熱流損失與生物熱之產生不等時即會造成太空包體溫度之改變。

結果與討論

一、溫度對香菇菌絲之影響

香菇太空包經置於四種不同控制環境下培養，其菌絲生長情況如（圖 3）所示，共有四組數據，其中環境之日夜溫設定為30/25、25/20及30/15°C 三者為最佳，初期20日之生長速率為 0.5cm/日，後期則較緩慢，生長速率為 0.4cm/日，菌絲可於二個月內佈滿菌包，而 20/15°C 日夜溫之培養環境則以 0.3cm/日之生長速率緩緩成長，共需要約80日，菌絲方能佈滿。

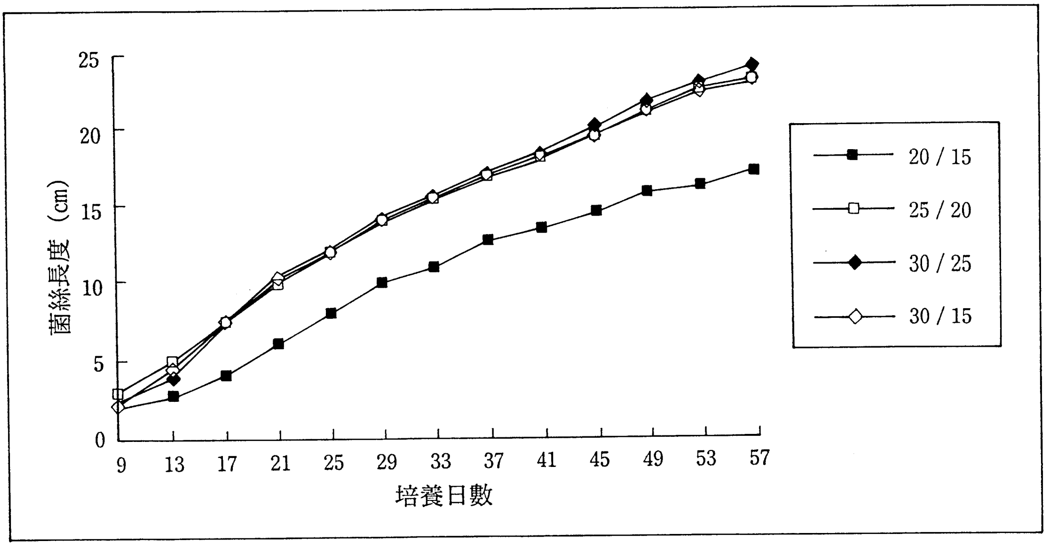


圖 3. 不同日夜溫度時對菌絲生長之影響

Fig. 3. The influence of temperature on Shiitake Germ's growth

二、溫度對太空包內生物熱之影響

當熱傳呈穩態時，在不同之環境溫度下，太空包中心與外部之溫度差也不同，此差值即為菌絲因活動所產生之生物熱（Q）之大小。由（表 1）與（圖 4）可知，隨著溫度之上升，此差值亦加大，而在 11°C 時，差值幾乎為零，這代表菌絲活動在 11°C 時，幾乎停止生長，而隨著溫度之升高，其活動力增大，故生長速率亦隨之提高。

表 1. 熱穩態時太空包中心與外部溫度

Table 1. Temperature at center and outside in thermal steady state

Outside	25.3	20.5	15.9	11
Center	26.0	21.0	16.2	11
Difference	0.7	0.5	0.3	0

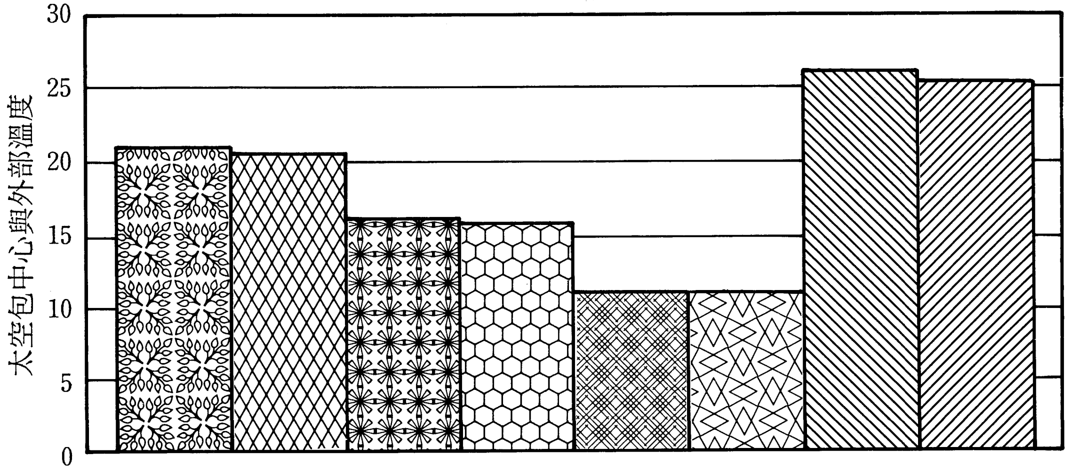


圖 4. 四組不同溫度熱穩態時太空包中心與外部溫度之比較

Fig. 4. Four center and outside temperature in thermal steady state

因此當菌絲大量繁殖時，將會產生相當可觀之熱能，若養包場通風不良或置放太多菌包，卻無通風降溫裝置，將會使包溫提高，若超過菌種之高溫忍受限度，會停止生長甚至死亡。

另外在試驗的同時，觀察傳統菇舍堆放之菌包，發現同樣材料、程序製造之菌包，在自然界堆放時，其受雜菌感染之機率高達20%，且菌絲生長速度較不穩定，隨大氣溫度而變。但在控制室下之菌包卻完全不受雜菌感染，究其原因除了控制室較乾淨外，低相對濕度的環境與適當之通風亦是一大主因。

可知在適當之溫度、濕度與通風下，不但可確保菌包之存活率，並可使菌絲維持高速生長，縮短培養期，提早採收。傳統上，爲了提高培養菌包之存活率，製包時往往避開夏季之高溫與多濕，造成冬季年關需求量大時，香菇缺貨之現象，因此若能善用環控技術，則能克服不適之大氣環境，使香菇之生產不但全年不斷，尙能提高產能與品質。

三、熱傳模式之分析

當熱傳呈穩態時，在不同之環境溫度下，太空包中心與外部之溫度差也不同，由式(9)可知，此差值可代表菌絲生物熱（Q）之大小。由（表１）與（圖４）可知其爲溫度之函數，可以式(10)表示

$$\triangle t = 0.04t - 0.312 \cdots\cdots (10)$$

$\triangle t$：太空包中心與外部之溫度差

t：外部溫度

由式(9)與式(10)知生物熱與外部溫度之關係式(11)

$$Q = (0.04t - 0.312) \cdot 4 \cdot k/R^2 \cdots\cdots (11)$$

引用文獻

1. 丁湖廣。1988。香菇速生高產栽培新技術。8—12頁。金盾出版社。北京。

2. 農委會。1983。香菇木屑塑膠包栽培。農民淺談說二二五A。行政院農委會。

3. 臺灣農業年報。1993。102—103頁。臺灣省政府農林廳。

4. シイタケ栽培技術經營。昭和53年。 9 頁。財團法人家。光協會。東京。

5. 圖解キノコの栽培百科。昭和56年。4—5頁。誠文堂新光社。東京。

6. J.P. HOLMAN. 1976. Heat Transfer. pp25—35. McGraw-Hill, inc . U.S.A.

7. Louis D.Albright. 1990. Environment Control for Animals and lants. PP.49—58. A.S.A.E.Michgan.

A Study on Shiitake Germ's Culture and Heat Transfer Model of Plastic Bag Culture[1]

Chien-Chou Lai, Lien-Sheng Liang and Tyng-Horng Chou[2]

Summary

The purpose of this study is to find the best day/night temperature, germ's growth rate and to develop a heat transfer model for the environmental control of Shiitake's plastic bag culture. There is no germ's action when the temp. is lower than 11°C. Under 30/25 °C day/night temperature the germ's growth rate is 0.4—0.5cm per day.

Key words : Shiitake, Plastic Bag Culture, Enviromental Control, Heat Transfer.

1. Contribution No. 1735 from Taiwan Agriculture Reasearch Institute.
2. Respectively, Assistant, Senior Engineer and Research Assistant, Department of Agricultural Engineering, TARI, Wufeng, Taichung, Taiwan, ROC.

中華農業研究

第四十三卷　　第三期

中華民國八十三年九月出版

發行人：杜金池

總編輯：廖慶樑

編審委員：

農藝組：盧煌勝（主審）

呂秀英　陳一心　劉大江　劉新裕

蔡新聲

園藝組：蕭吉雄（主審）

王德男　沈再發　林昭雄　施昭彰

徐信次　曹幸之　劉政道

農化組：連　深（主審）

張淑賢　劉慧瑛

植病組：彭金騰（主審）

王惠亮　林正忠　程永雄　黃秋雄

蔡財旺　蔡武雄

昆蟲組：羅幹成（主審）

何琦琛　鄭　允　鄭清煥

農機組：梁連勝（主審）

陳加忠　黃禮棟　顏欽崇

另聘請農業評議委員或各大學院校有關學者專家擔任審查委員。

Vol. 43, No. 3 Sep. 1994

JOURNAL OF
AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

PUBLISHER : Director, Chisn-Chyu Tu

EDITOR IN CHIEF : Chin-Liang Liaw

EDITORIAL BOARD :

Shen Lian (Agri. Chemistry)	Lien-Sheng Liang (Agri. Machinery)
Kang-Chen Lo (Applied Zoology)	Hung-Shung Lu (Agronomy)
Jin-Torng Peng (Plant Pathology)	Chi-Hsiung Hsiao (Horticulture)

EDITORIAL ADVISORY BOARD :

Su-San Chang	Chia-Chung Chen	Yi-Shin Chen
Ching-Huan Cheng	Edward Yun Cheng	Yung-Hsiung Cheng
Chyi-Chen Ho	Hsin-Tszu Hsu	Chiou-Hsiung Huang
Li-Duhng Huarng	Cheng-Chung Lin	Chao-Hsiung Lin
Tsung-dao Liou	Dah-Jiang Liu	Huey-Ing Liu
Sin-Tie Liu	Hsiu-Ying Lu	Tzay-Fa Sheen
Jau-Chang Shih	Tsai-Wang Tsai	Wu-Hsiung Tsai
Shing-Jy Tsao	Hsin-Sheng Tsay	Der-Nung Wang

Reviewers of Related Fields are Invited from Universities, other Research Organizations, and the Evaluation Committee of Agricultural Researches, Taiwan Provincial Department of Agriculture and Forestry.

統一編號
030853830077

行政院新聞局出版事業登記證局版臺誌字一四八七號
中華郵政中臺字第〇三〇九號登記為雜誌交寄

Vol. 43, No. 3 Sep. 1994

JOURNAL OF AGRICULTURAL RESEARCH OF CHINA

(Formerly Journal of Taiwan Agricultural Research)

CONTENTS

Broadening Genetic Diversity of Cultivated Rice through Interspecific Hybridization within Genus Oryzeae I. Evaluation of Agronomic Characteristics of Introduced Wild Rice Species ·········Charng-Pei Li, Yen-Hsiung Chen, Chyr-Guan Chern, Tung-Hai Tseng, Chen-Chang Chen, Ming-Sing Lai and Yih-Chuan Kuo···261

Studies on the Application of Cropton in Rice Yield Prediction in Taiwan ············Yong-Pei Wu, Jeng-Chung Lo and Yi-Shin Chen···275

A SAS Program for Pegression Analysis of Stability ···Hsiu-Ying Lu···283

Estimation of Total Plant Leaf Area in Wetland Taro 〔*Colocasia Esculenta* (L.) Schott〕 II. Destructive Sampling ············Hsiu-Ying Lu, Lit-Fu Chan, Chun-Tang Lu and Chi-Hsiung Lai···293

Germplasm Identification and Characteristics Observation among Different Wasabi Varieties (*Wasabia japonica* Matsum) ························Min-Fu Hu, Yuing-Chang Lai and Sin-Yie Liu···302

Influence of Subculture Generation on the Vitrification of Carnation Plantlets Culture *In Vitro* ······Hsin-Mei Ku and Hsin-Sheng Tsay···308

Alternate Bearing and Chemical Thinning of 'Ponkan' Mandarin ·····································A-Shiang Hwang and Hsin-Tszu Hsu···320

Effects of Fruit Setting Positions on Yield and Quality of Carambola ···Wu-Chang Wang···330

A Study on Shiitake Germ's Culture and Heat Transfer Model of Plastic Bag Culture ·········Chien-Chou Lai, Lien-Sheng Liang and Tyng-Horng Chou···336

Published by
THE TAIWAN AGRICULTURAL RESEARCH INSTITUTE
Taichung, Taiwan, Republic of China